

L'ascenseur social reste en panne: les performances des élèves issus de l'immigration en Communauté française et en Communauté flamande

Jacobs, Dirk; Rea, Andrea; Teney, Céline; Callier, Louise; Lothaire, Sandrine

Veröffentlichungsversion / Published Version

Forschungsbericht / research report

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jacobs, D., Rea, A., Teney, C., Callier, L., & Lothaire, S. (2009). *L'ascenseur social reste en panne: les performances des élèves issus de l'immigration en Communauté française et en Communauté flamande*. Bruxelles: Fondation Roi Baudouin. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-65166>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.



L'ascenseur social reste en panne

**Les performances des élèves issus de
l'immigration en Communauté française
et en Communauté flamande**



Fondation
Roi Baudouin

Agir ensemble pour une société meilleure

L'ascenseur social reste en panne

Les performances des élèves issus de l'immigration en Communauté française et en Communauté flamande

Etude réalisée à la demande de la Fondation Roi Baudouin par:

- > Centre de Recherche METICES
- > Groupe d'Etudes sur l'Ethnicité, le Racisme, les Migrations et l'Exclusion (GERME)
- > Institut de Sociologie
- > Université Libre de Bruxelles

Auteurs:

- > Dirk JACOBS, chargé de cours en sociologie à l'ULB, METICES-GERME
- > Andrea REA, professeur en sociologie à l'ULB, METICES-GERME
- > Céline TENET, chercheuse, METICES-GERME
- > Louise CALLIER, stagiaire, METICES-GERME
- > Sandrine LOTHAIRE, stagiaire, METICES-GERME



Fondation
Roi Baudouin

Agir ensemble pour une société meilleure

COLOPHON

L'ascenseur social reste en panne

Les performances des élèves issus de l'immigration en Communauté française et en Communauté flamande

Deze publicatie bestaat ook in het Nederlands onder de titel:
De sociale lift blijft steken. De prestaties van allochtone leerlingen in de Vlaamse Gemeenschap en de Franse Gemeenschap

Une édition de la Fondation Roi Baudouin, rue Brederode 21 à 1000 Bruxelles

AUTEURS

Dirk Jacobs, chargé de cours en sociologie à l'ULB, METICES-GERME
Andrea Rea, professeur en sociologie à l'ULB, METICES-GERME
Céline Teney, chercheuse, METICES-GERME
Louise Callier, stagiaire, METICES-GERME
Sandrine Lothaire, stagiaire, METICES-GERME

Etude réalisée à la demande de la Fondation Roi Baudouin par:

Centre de Recherche METICES
Groupe d'Etudes sur l'Ethnicité, le Racisme, les Migrations et l'Exclusion (GERME)
Institut de Sociologie
Université Libre de Bruxelles

RÉDACTION FINALE

Michel Teller

COORDINATION POUR LA FONDATION ROI BAUDOUIN

Françoise Pissart, directrice
Benoît Fontaine, conseiller
Saïda Sakali, responsable de projet
Karoline Impens, assistante

CONCEPTION GRAPHIQUE MISE EN PAGE PRINT ON DEMAND

PuPiL
Jean-Pierre Marsily
Manufast-ABP asbl, une entreprise de travail adapté

Cette publication peut être téléchargée gratuitement sur notre site www.kbs-frb.be
Une version imprimée de cette publication électronique peut être commandée (gratuitement) sur notre site www.kbs-frb.be, par e-mail à l'adresse publi@kbs-frb.be ou auprès de notre centre de contact, tél. + 32-70-233 728, fax + 32-70-233 727

DÉPÔT LÉGAL: ISBN-13: EAN: N° DE COMMANDE:

D/2848/2009/23
978-2-87212-594-4
9782872125944
1910

Mai 2009
Avec le soutien de la Loterie Nationale

AVANT-PROPOS

Le niveau de formation des jeunes d'origine étrangère est un facteur clé pour une intégration réussie. Or la Belgique fait partie des pays où les écarts de performances entre les élèves issus de l'immigration et les élèves sans lien avec l'histoire migratoire sont très importants.

Voici trois ans, la Fondation Roi Baudouin demandait à l'équipe du GERME (ULB) d'examiner en profondeur les résultats de l'enquête PISA 2003 et de comparer la situation des élèves issus de l'immigration avec celle des élèves dits 'autochtones'.

Publiée en mars 2007, leur étude confirmait que notre pays – tant du côté néerlandophone que du côté francophone – est confronté à une problématique spécifique en ce qui concerne les élèves issus de l'immigration. La position socioéconomique des parents et la langue parlée à la maison n'expliquent qu'une partie des différences entre 'autochtones' et jeunes d'origine étrangère. Il y a d'autres facteurs en jeu. Le problème nécessite dès lors des mesures ciblées, tenant compte de la multiplicité des mécanismes qui empêchent l'école de jouer son rôle d'ascenseur social.

À la demande de la Fondation Roi Baudouin, la même équipe s'est à nouveau penchée sur la question en utilisant cette fois les données de PISA 2006. Cette nouvelle analyse confirme un certain nombre de tendances qui avaient déjà été mises en lumière pour les données de PISA 2003. Il semble aussi qu'il existe des différences entre les élèves de la seconde génération et les primo-arrivants. L'étude aborde également la question de la ségrégation scolaire. Ce sont les groupes les plus fragiles sur le plan socioéconomique qui pâtissent le plus de cette ségrégation.

Cela signifie qu'il faut tenir compte de quantité de facteurs qui compliquent le rôle socio-émancipateur de l'école. Ce rapport donne une bonne vue d'ensemble de la question à tous ceux qui veulent contribuer à augmenter les chances de réussite des jeunes d'origine étrangère dans l'enseignement. La Fondation Roi Baudouin est convaincue que cette publication contient des éléments d'information et d'analyse extrêmement utiles qui permettront, à l'avenir, de mieux promouvoir l'égalité des chances dans l'enseignement. Elle présente à nouveau ses sincères remerciements aux auteurs de l'étude.

Fondation Roi Baudouin
Mai 2009

CONTENU

Avant-propos	3
Synthèse	6
Samenvatting	8
Executive summary.....	11
Introduction	13
1. Aperçu des résultats de la Belgique dans PISA 2006	15
2. Les performances des élèves issus de l’immigration en Belgique.....	27
3. Les performances des élèves issus de l’immigration en Communauté flamande et en Communauté française	37
4. Les écarts entre les élèves autochtones et les élèves issus de l’immigration selon le genre, le statut socio-économique, la langue parlée à la maison et le type d’enseignement.....	49
5. Y a-t-il vraiment des différences selon la situation migratoire ? Analyse multivariée pour les mathématiques	57
6. Analyse multivariée pour les sciences	63
7. Analyse multivariée pour la lecture	67
8. Le problème de la ségrégation scolaire	71
9. Conclusions et débats	85
 Bibliographie.....	 89
Les auteurs	92

SYNTHÈSE

Dans un précédent rapport, Dirk Jacobs, Laurie Hanquinet et Andrea Rea, de l'Université Libre de Bruxelles (ULB), avaient analysé les données de l'étude PISA 2003 (réalisée par l'OCDE), en accordant une attention particulière aux résultats des élèves francophones et néerlandophones issus de familles immigrées. À la demande de la Fondation Roi Baudouin, l'équipe de recherche du GERME-METICES (Dirk Jacobs, Céline Teney, Sandrine Lothaire, Louise Callier et Andrea Rea) s'est à nouveau penchée sur cette question en utilisant cette fois les données de PISA 2006.

Celles-ci confirment un certain nombre de tendances qui avaient déjà été mises en lumière pour les données de PISA 2003. Les résultats moyens sont meilleurs en Communauté flamande qu'en Communauté française, mais l'une comme l'autre sont confrontées à de très fortes inégalités sociales. En effet, on observe d'importantes disparités dans les deux Communautés: les élèves d'origine belge réalisent en moyenne des scores supérieurs aux enfants d'origine étrangère. Et parmi ces derniers, on peut également constater que les élèves de la deuxième génération obtiennent de meilleurs résultats que les nouveaux arrivants. Bien que les élèves autochtones flamands aient tendance à réaliser des scores supérieurs à ceux de leurs homologues francophones, il n'y a pas vraiment de différence significative entre les élèves d'origine immigrée de part et d'autre de la frontière linguistique: leurs performances sont médiocres dans toute la Belgique. En fait, aucun autre pays industrialisé ne présente un fossé aussi grand entre les élèves issus de l'immigration et les autres, et les résultats obtenus par les élèves d'origine étrangère sont parmi les plus faibles du monde développé.

Les constats sont encore plus révélateurs lorsque l'on compare de plus près les résultats de ces différents groupes en mathématiques et en lecture. Le niveau 2 est considéré comme le seuil minimal de compétences dans ces deux domaines pour pouvoir s'insérer normalement dans la vie professionnelle. Or, pour les mathématiques, 18% des élèves autochtones, 36% des élèves de la deuxième génération et 53% des nouveaux arrivants n'atteignent pas ce niveau en Communauté française. En Communauté flamande, ces chiffres s'élèvent respectivement à 9%, 35% et 35%. Pour ce qui est des compétences en lecture, 21% des élèves autochtones connaissent de graves lacunes en Communauté française. Ce pourcentage atteint 35% pour les jeunes de la deuxième génération et 50% pour les immigrés plus récents. En Communauté flamande, près de 12% des élèves autochtones, 44% de ceux de la deuxième génération et 40% des élèves nés à l'étranger sont dans ce cas. Notons toutefois que ce dernier chiffre est quelque peu faussé par la présence d'élèves originaires des Pays-Bas, qui ont également le néerlandais comme langue maternelle. Il n'en demeure pas moins que ces élèves risquent de souffrir, à la fin de leur scolarité, de graves carences en mathématiques et en lecture, dont les conséquences se répercuteront dans leur vie professionnelle. Nous sommes donc face à un immense défi.

Des analyses multivariées, qui font intervenir diverses variables socio-démographiques, permettent de faire un certain nombre de commentaires pour expliquer les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration. Si le genre ne semble pas constituer un élément d'explication important, le facteur linguistique joue un plus grand rôle, surtout en Flandre: les élèves qui parlent la langue du test à la maison réalisent en moyenne de meilleurs résultats que ceux qui parlent une autre langue en famille. On constate néanmoins que les élèves d'origine immigrée obtiennent de moins bons scores que les autochtones même s'ils parlent la même langue chez eux. En ce qui concerne les différents types d'enseignement, les performances des élèves qui fréquentent des établissements techniques ou professionnels sont significativement plus faibles que celles des élèves de l'enseignement général. Mais les écarts entre jeunes d'origine belge et immigrée persistent dans tous les types d'enseignement. Nous avons également montré que la position socio-économique de la famille exerçait une influence indéniable sur les résultats: dans les deux grandes Communautés belges, plus le niveau socio-économique des parents augmente, plus les résultats obtenus aux tests sont élevés. L'intelligence étant de toute évidence distribuée de façon similaire dans toutes les couches sociales (les enfants pauvres n'étant pas moins intelligents que les enfants riches), ces chiffres démontrent donc une fois de plus que notre société et notre système d'enseignement restent confrontés au défi de la démocratisation de l'enseignement.

La condition socio-économique de la famille est un facteur déterminant pour comprendre les différences de performance observées entre les élèves d'origine belge et immigrée. En combinaison avec la langue parlée à la maison, cet élément suffit même pour expliquer entièrement les écarts entre les élèves autochtones et les jeunes de la deuxième génération en Communauté flamande. Mais ce n'est pas le cas pour les immigrés de la première génération en Flandre et pour l'ensemble des élèves issus de l'immigration en Communauté française: dans une analyse multivariée (analyse de régression), les variables qui mesurent le statut socio-économique des parents (profession et niveau de qualification) ainsi que la langue parlée à la maison n'expliquent qu'en partie les différences observées avec les élèves autochtones. D'autres facteurs sont donc en jeu et il y a un problème spécifique qui concerne les enfants de milieu immigré. Les auteurs plaident dès lors en faveur de politiques compensatrices ciblées sur ce public.

L'étude aborde également la question de la ségrégation scolaire. Même si cette ségrégation ne permet pas d'expliquer toutes les différences entre les élèves d'origine belge et immigrée, on peut clairement démontrer qu'il s'agit d'un important facteur de reproduction des inégalités. Il y a en Belgique un effet très net qui est lié à la composition de l'école et des signes qui prouvent que ce sont les catégories socio-économiquement les plus défavorisées qui souffrent le plus de cette ségrégation.

Quelles conclusions tirer de tout cela? Les communautés en Belgique doivent encore entreprendre des efforts considérables pour démocratiser son système d'enseignement, qui pour l'instant ne favorise pas la mobilité sociale. Des politiques de déségrégation devraient jouer un rôle important, mais elles ne suffiront pas pour résorber les inégalités sociales dans le système d'enseignement belge.

SAMENVATTING

In een eerder rapport analyseerden Dirk Jacobs, Laurie Hanquinet en Andrea Rea van de Université Libre de Bruxelles (ULB) de (door de OESO ingezamelde) gegevens van het PISA-onderzoek 2003, met bijzondere aandacht voor de prestaties van de Belgische Franstalige en Nederlandssprekende allochtone leerlingen. Op verzoek van de Koning Boudewijnstichting heeft het onderzoeksteam van GERME-METICES (Dirk Jacobs, Céline Teney, Sandrine Lothaire, Louise Callier en Andrea Rea) dit onderwerp nu onderzocht aan de hand van de gegevens van PISA 2006.

PISA 2006 bevestigt enkele trends die al waren vastgesteld voor de gegevens van PISA 2003. De gemiddelde resultaten liggen hoger in de Vlaamse Gemeenschap dan in de Franse Gemeenschap, maar beide gemeenschappen kennen een aanzienlijke mate van sociale ongelijkheid. Wanneer we de gemiddelde scores voor de twee gemeenschappen bekijken, stellen we grote verschillen vast tussen autochtone en allochtone kinderen. Autochtone kinderen behalen gemiddeld betere scores dan allochtone kinderen. Er blijken ook verschillen te bestaan tussen leerlingen van de tweede generatie en nieuw aangekomen leerlingen, waarbij leerlingen van de tweede generatie meestal betere scores behalen dan de nieuwkomers van de eerste generatie. Hoewel autochtone Vlaamse leerlingen meestal duidelijk beter scoren dan de autochtone Franstalige leerlingen, zijn er geen echt significante verschillen tussen allochtone kinderen aan beide zijden van de taalgrens. Allochtone kinderen behalen namelijk in heel België vergelijkbaar slechte resultaten. In feite vinden we nergens elders in de geïndustrialiseerde wereld een even grote kloof tussen de prestaties van allochtone en autochtone kinderen en de scores die de allochtone kinderen behalen, behoren tot de laagste van alle rijke landen.

Wanneer we de verschillende groepen onderzoeken in functie van hun competentieniveau voor wiskunde en leesvaardigheid, zijn de vaststellingen zelfs nog veelzeggender. Niveau 2 wordt beschouwd als het minimum competentieniveau voor wiskunde en leesvaardigheid om behoorlijk te kunnen functioneren in het beroepsleven. In de Franse Gemeenschap haalt 18% van de autochtone leerlingen dit niveau niet voor wiskunde, tegenover 36% van de leerlingen van de tweede generatie en 53% van de nieuwkomers. In de Vlaamse Gemeenschap bedragen deze cijfers voor wiskunde respectievelijk 9% voor de autochtone leerlingen, 35% voor leerlingen van de tweede generatie en 35% van de eerste generatie. Voor leesvaardigheid heeft 21% van de autochtone leerlingen in de Franse Gemeenschap ernstige moeilijkheden, tegenover 35% van de leerlingen van de tweede generatie en 50% van de nieuwkomers. In de Vlaamse Gemeenschap heeft bijna 12% van de autochtone leerlingen, 44% van de leerlingen van de tweede generatie en 40% van de eerste generatie ernstige moeilijkheden op het vlak van leesvaardigheid. Aan Vlaamse kant is het percentage van nieuwkomers met leerproblemen enigszins beïnvloed doordat het ook de leerlingen uit buurland Nederland omvat (met Nederlands als moedertaal). Al deze studenten lopen het risico

aan het einde van hun schoolloopbaan niet over voldoende vaardigheden voor wiskunde en leesvaardigheid te beschikken en om daar in hun beroepsleven de gevolgen van te dragen. Kortom, we staan hier voor een enorme uitdaging.

Er zijn een aantal opmerkingen te maken op basis van de bivariabele analyses die de verschillen hebben onderzocht tussen de autochtone en de allochtone leerlingen en de kruisanalyse van de gemiddelden met diverse sociaaldemografische variabelen. Gender lijkt geen cruciale rol te spelen bij de verklaring van de verschillen tussen allochtone en autochtone leerlingen. De taal speelt wel een belangrijke rol, vooral in Vlaanderen. Leerlingen die thuis de taal van de test spreken, hebben meestal betere resultaten dan leerlingen die thuis een andere taal spreken. Maar zelfs wanneer de allochtone leerlingen thuis dezelfde taal spreken als de autochtone leerlingen, blijken hun resultaten nog altijd minder goed te zijn dan die van de autochtone leerlingen. Als we kijken naar de verschillende onderwijstypes, behalen leerlingen in het technisch of beroepsonderwijs merkelijk lagere scores dan de leerlingen in het algemeen onderwijs. De verschillen tussen autochtone en allochtone leerlingen blijven evenwel bestaan in alle onderwijstypes. We hebben ook aangetoond dat de sociaaleconomische situatie van het gezin een duidelijke invloed heeft op het niveau van de prestaties: in de beide Belgische gemeenschappen geldt het principe dat de leerlingen betere resultaten behalen in de tests naarmate zij afkomstig zijn van een hoger sociaaleconomisch niveau. Omdat intelligentie uiteraard gelijkmatig verdeeld is over alle lagen van de samenleving (arme kinderen zijn niet minder intelligent dan rijke kinderen), tonen deze cijfers eens te meer dat onze samenleving en ons onderwijssysteem nog altijd voor de uitdaging van de democratisering van het onderwijs staan.

De sociaaleconomische situatie van een gezin is een bepalende factor om de verschillen tussen allochtone en autochtone leerlingen te begrijpen. In combinatie met de taal die thuis wordt gesproken, kunnen we zelfs de verschillen in prestaties tussen leerlingen van de tweede generatie en autochtone leerlingen in de Vlaamse Gemeenschap volledig verklaren aan de hand van de variabelen die de sociaaleconomische status meten. Maar voor nieuwkomers in de Vlaamse Gemeenschap en voor leerlingen van de tweede en de eerste generatie in de Franse Gemeenschap kunnen de taal die thuis wordt gesproken en de sociaaleconomische groep van de ouders (beroep en onderwijsniveau) in een multivariabele analyse (regressieanalyse) slechts gedeeltelijk de verschillen met de autochtone leerlingen verklaren. Er zijn dus nog andere factoren die een rol spelen en er bestaat een specifiek probleem voor de allochtone leerlingen. De auteurs lanceren daarom een oproep voor een specifiek compenserend beleid voor leerlingen van een andere herkomst.

In dit onderzoek komt ook het probleem van de segregatie in het onderwijs aan bod. Hoewel de segregatie op school ons niet in staat stelt om alle verschillen tussen allochtone en autochtone leerlingen te verklaren, kunnen we duidelijk aantonen dat dit een belangrijke factor is bij het reproduceren van ongelijkheid. In België heeft de samenstelling van de schoolbevolking een opvallend sterk effect en er zijn bewijzen dat sociaaleconomisch achtergestelde groepen het meest lijden onder de segregatie in het onderwijs. Welke conclusies kunnen we trekken? Er moeten nog altijd aanzienlijke inspanningen geleverd worden op het vlak van de democratisering van het onderwijs, omdat het onderwijs momenteel niet de sociale mobiliteit bevordert. Maatregelen tot desegregatie zouden een belangrijke rol moeten spelen maar zullen niet volstaan om de sociale ongelijkheid in het huidige onderwijssysteem in de verschillende gemeenschappen aan te pakken.

EXECUTIVE SUMMARY

In an earlier report, Dirk Jacobs, Laurie Hanquinet and Andrea Rea of the Université Libre de Bruxelles (ULB), have analyzed the PISA 2003 research data (collected by OECD) with particular attention to the performance of Belgian French- and Flemish speaking pupils of immigrant families. At the request of the King Baudouin Foundation, the GERME-METICES research team (Dirk Jacobs, Céline Teney, Sandrine Lothaire, Louise Callier and Andrea Rea) now investigated the issue making use of the PISA 2006 data set.

A number of tendencies already established for the PISA 2003 data are confirmed in PISA 2006. Average results are higher in the Flemish Community than in the French Community, but both are faced with a considerable amount of social inequality. When one examines average scores for the two communities, one observes important differences between autochthons and immigrant children. Autochthonous children have, on average, better scores than immigrant origin children. Differences are also observed between second-generation pupils and newly arrived pupils. Second-generation pupils tend to score better than newcomers. Although autochthonous Flemish pupils tend to score significantly better than autochthonous Francophone pupils, there are not really significant differences between immigrant origin children on both sides of the language border. Immigrant children origin children indeed have comparable poor results all over Belgium. In fact, nowhere else in the industrialised world do we find such a gap in performance between immigrant children and non immigrant children and the scores obtained by immigrant children are among the lowest in the rich part of the world.

When the different groups are examined in function of the levels of ability in maths and reading, the findings are even more revealing. Level 2 is considered to be the minimum level of competence in maths and reading in order to be able to function appropriately in working life. In the French Community, 18% of autochthon pupils are below this level for mathematics, 36% of second-generation immigrant pupils and 53% of newcomers. In the Flemish Community, these figures are respectively 9% for the autochthons, 35% for second-generation pupils and 35% for newcomers as far as mathematics are concerned. With regard to reading, 21% of autochthonous pupils have serious difficulties in the French Community, while 35% of second-generation immigrant pupils and 50% of newcomers have an insufficient level. In the Flemish Community, almost 12% of the autochthonous pupils, 44% of the second-generation immigrant pupils and 40% of the newcomers have serious difficulties with reading. Let us note that the percentage of newcomers with learning difficulties is somewhat biased on Flemish side because it includes pupils from neighbouring country the Netherlands (who have Dutch as their mother tongue). All of these students are at risk of not mastering mathematics and reading skills sufficiently by the end of their school career and of suffering the consequences of in their working lives. In sum, we are facing a huge challenge.

A number of remarks can be made on the basis of bivariate analyses that looked at the differences between autochthons and pupils from immigrant families and cross-analysing the averages with various socio-demographic variables. Gender does not seem to play a crucial role in explaining differences between immigrant pupils and non immigrant pupils. Language does play an important role, especially in Flanders. Pupils who speak at home the language of the test tend to have better results than those who speak a different language at home. It was, however, also observed that, even where pupils from immigrant families spoke the same language as the autochthons at home, their results were still lower than those of the autochthons. With regard to the different types of schooling, pupils in vocational or technical education had significantly lower scores than those in general education. The differences between autochthons and pupils from immigrant families nevertheless persist across all types of education. We also showed that the socio-economic position of the family has a clear influence on performance levels: in both communities of Belgium, the more one is from a higher socio-economic level, the better the test results obtained. Intelligence obviously being distributed similarly across all strata of society (poor children not being any less intelligent than rich ones), these figures show once more that our society and our system of education are still confronted with the challenge of the democratisation of education.

The socio-economic position of the family is a decisive factor in understanding differences between immigrant pupils and autochthonous children. Combined with language use at home, we are even able to entirely explain the differences in performance between second-generation immigrant pupils and autochthonous pupils in the Flemish Community with the help of the variables measuring socio-economic status. However, as far as newcomers in the Flemish Community are concerned and with regard to second-generation and first-generation immigrant pupils in the French Community, the language spoken at home and the socio-economic group of the parents (profession and educational level) can only partially explain the differences between autochthons and pupils from immigrant families in a multivariate analysis (regression analysis). There are thus still other factors at play and there is a specific problem with regard to pupils from immigrant families. The authors hence call for specific compensatory policy towards immigrant origin pupils.

The issue of school segregation is also addressed in this study. Although school segregation does not enable us to explain differences between immigrant pupils and autochthonous pupils, we can clearly show it is an important factor in the reproduction of inequality. There strikingly is a very strong school composition effect in Belgium and evidence that socio-economically disfavoured groups suffer most from school segregation. What conclusions may be drawn? Belgium still has to make a considerable effort with regard to the democratisation of its education, which does not currently favour social mobility. Desegregation policies should play an important role but will not suffice in tackling social inequality in the Belgian educational system.

INTRODUCTION

Le niveau de formation des jeunes d'origine étrangère est un facteur clé pour une intégration réussie. A partir d'une étude commanditée par la Fondation Roi Baudouin et publiée en mars 2007, l'équipe de METICES-GERME (ULB) a analysé les performances des élèves issus de l'immigration en Belgique. Auparavant, le rapport «Where immigrant students succeed» de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE)¹, édité en mai 2006 et basé sur les données de l'enquête PISA 2003², avait mis en évidence que les performances scolaires de ces jeunes étaient globalement inférieures à la moyenne. Selon ce rapport, réalisé pour l'OCDE par Petra Stanat and Gayle Christensen du Max Planck Institute for Human Development à Berlin, les systèmes éducatifs de nombreux pays de l'OCDE aident peu les enfants d'origine étrangère. Le rapport démontre qu'avoir une grande population immigrée n'implique pas systématiquement que les performances des élèves d'origine étrangère soient plus faibles, ni que le niveau général de performances soit d'emblée plus problématique. Dans plusieurs pays, la majorité des enfants issus de l'immigration accusent néanmoins un solide manque de compétences de base tant en mathématiques qu'en lecture. La Belgique fait partie des pays où les écarts de performances entre les élèves issus de l'immigration et les élèves sans lien avec l'histoire migratoire sont très importants. Le problème est extrêmement grave et l'OCDE insiste sur le fait qu'il sera infiniment plus coûteux de ne rien faire que d'agir.

L'étude du GERME, publiée en mars 2007 par la Fondation Roi Baudouin, examinait plus en profondeur les résultats de l'enquête PISA 2003 pour la Belgique, en comparant principalement la situation des élèves «issus de l'immigration» avec celle des élèves dits «autochtones». L'accent portait sur l'analyse différenciée des données pour la Communauté flamande et la Communauté française, étant donné qu'en Belgique les Communautés exercent une autonomie quasi totale en matière d'enseignement. L'exercice, entamé à la demande de la Fondation Roi Baudouin, était globalement une reproduction pour la Belgique des analyses de l'étude OCDE «Where immigrant students succeed», mais remettait aussi en question certains choix faits dans ce rapport. Rappelons que notre étude des données PISA 2003 (Jacobs, Rea & Hanquinet, 2007) confirmait les conclusions du rapport OCDE. La Belgique – tant du côté néerlandophone que du côté francophone – est bel et bien confrontée à un problème très

1 L'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE, en anglais OECD: Organisation for Economic Co-operation and Development) est une organisation internationale composée principalement de pays développés, qui ont en commun un système de gouvernement démocratique et une économie de marché. Son siège est à Paris.

2 PISA est l'acronyme du Programme international pour l'évaluation des acquis des élèves («Programme for International Student Assessment» en anglais), un projet mené par l'OCDE et conçu pour faciliter une comparaison internationale des performances des élèves âgés de 15 ans. PISA est l'un des projets internationaux les plus ambitieux jamais entrepris dans le domaine de l'éducation.

sérieux en ce qui concerne les compétences scolaires d'une grande partie des élèves issus de l'immigration. Ce problème n'est pas uniquement lié à la position socio-économique défavorisée avérée des groupes issus de l'immigration, bien que celle-ci soit un facteur très important. Il nécessite donc des politiques ciblées.

Depuis lors, les données de PISA 2006 ont été publiées en décembre 2007. Environ 400.000 élèves issus de 57 pays, dont la Belgique³, ont participé à l'enquête. En Belgique, l'étude PISA de 2006 a mobilisé 8857 élèves de 15 ans dans 269 écoles: en Communauté flamande, l'échantillon comprenait 5124 élèves, en Communauté française 2890 élèves et en Communauté germanophone 843 élèves. Dans cette contribution, nous examinons les données de l'enquête PISA 2006 pour la Belgique, en comparant à nouveau principalement la situation des élèves «issus de l'immigration» à celle des élèves dits «autochtones».

Au préalable, insistons sur quelques remarques techniques. Pour effectuer nos calculs, nous avons strictement suivi, dans ce rapport, la procédure des «plausibles values» (prenant en considération les caractéristiques des tests avec questions en rotation) suggérée par le manuel de l'OCDE (2005). Cette procédure complexe est nécessaire afin d'éviter une sous-estimation des erreurs-types. Ce procédé permet des analyses plus rigoureuses et donne, par exemple, la possibilité de juger plus adéquatement si les différences constatées entre des groupes spécifiques dans l'échantillon (ou encore les coefficients de régression dans une régression linéaire multiple) sont significatives. Toute personne qui voudrait utiliser les données PISA, qui sont librement et gratuitement disponibles⁴, doit dès lors impérativement effectuer les analyses itératives sur la base des «plausibles values», en utilisant les procédures appropriées. Par ailleurs, nous avons, dans un même souci méthodologique, pondéré les résultats avec la pondération «student weight» (voir manuel OCDE, 2005).

3 Des équipes des universités de Liège (Dominique Lafontaine & Ariane Baye) et de Gand (Inge Demeyer) sont responsables de la récolte des données PISA en Belgique. Les auteurs du présent rapport n'ont pas de liens avec le projet PISA. Insistons sur les efforts considérables que les responsables de PISA ont investis dans la récolte des données et la préparation de la base de données dont nous profitons pour nos propres analyses.

4 <http://www.pisa.oecd.org>

1. APERÇU DES RÉSULTATS DE LA BELGIQUE DANS PISA 2006

Rappelons que l'enquête PISA porte sur trois domaines clés: des épreuves en mathématiques, en compréhension de l'écrit (lecture) et en sciences. L'étude PISA vise à évaluer dans quelle mesure les élèves de 15 ans – qui, dans certains pays, approchent de la fin de leur scolarité obligatoire – ont acquis les connaissances et les savoir-faire essentiels pour participer pleinement à la vie de la société. Lors de PISA 2000, l'accent avait été mis sur l'évaluation de la compréhension de l'écrit; dans PISA 2003, il portait sur l'évaluation des connaissances en mathématiques tandis que PISA 2006 insiste sur l'évaluation des compétences scientifiques. De nouvelles récoltes de données sont prévues en 2009 (avec une focalisation sur l'étude de la compréhension de l'écrit), en 2012 (la culture mathématique) et en 2015 (la culture scientifique).

Dans l'enquête PISA 2006, comme dans les précédentes, les élèves ont été invités à résoudre une série de questions dans les domaines de la compréhension écrite, des mathématiques et des sciences. En voici un exemple simple pour les mathématiques:

«Vous décidez d'organiser une fête ce soir. Vous allez acheter 100 canettes de limonade. Combien de paquets de 6 canettes allez-vous acheter?» (OCDE, 2006:105).

Voici une autre question simple, issue de l'épreuve de compréhension de l'écrit, concernant un texte continu de type informatif, extrait d'un magazine destiné aux adolescents:

«D'après l'article, pourquoi les chaussures de sport ne doivent-elles pas être trop rigides?» (OCDE, 2006: 74).

Enfin, voici un exemple simple destiné à mesurer les connaissances scientifiques:

«Que se passe-t-il lors d'un exercice musculaire? Entourez 'oui' ou 'non' pour chacune des affirmations.

Ceci se produit-il lors d'un exercice musculaire? Oui ou Non?

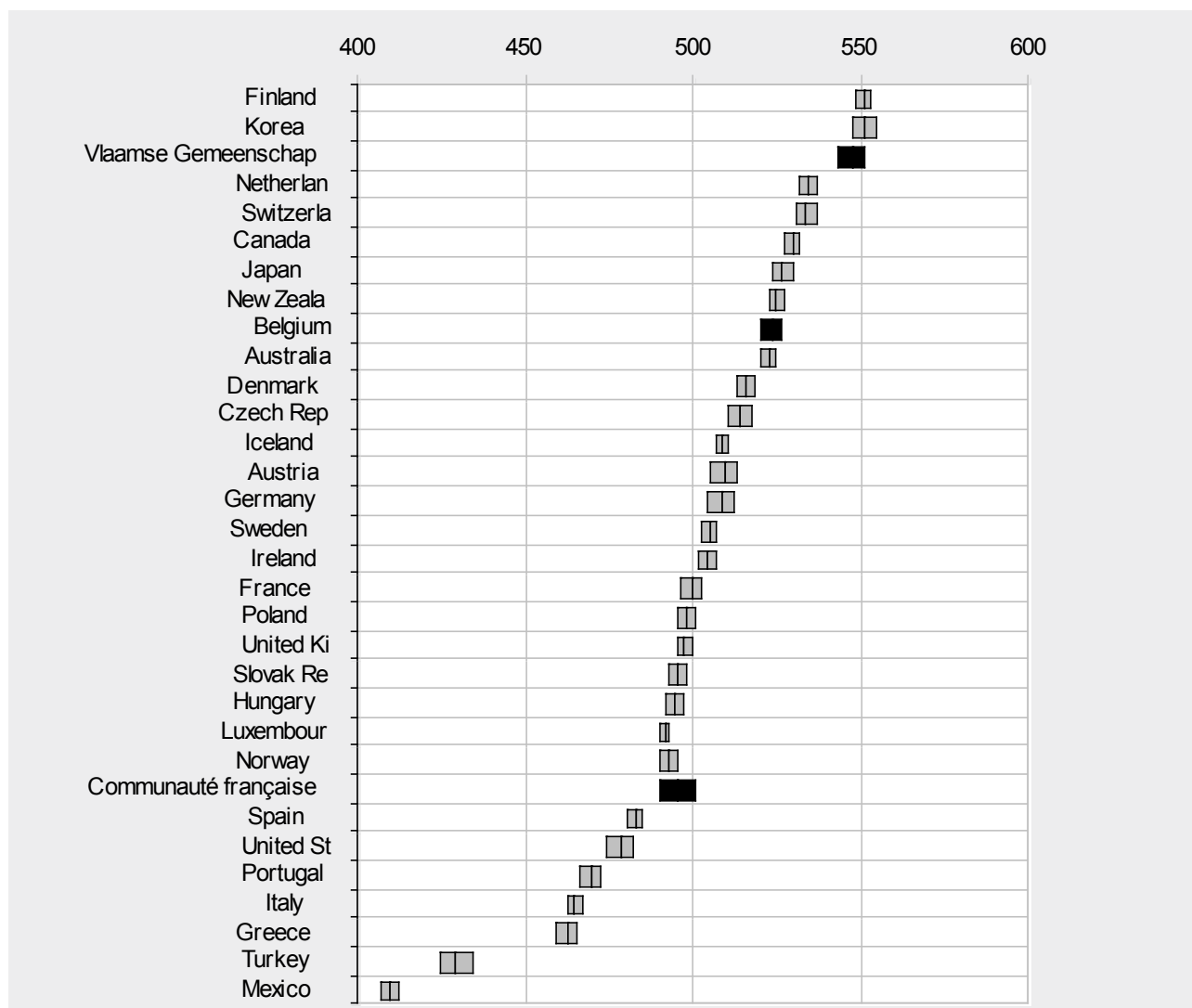
Le sang circule davantage dans les muscles. Oui / Non

Des graisses se forment dans les muscles. Oui / Non» (OCDE, 2007: 98).

La logique des questions posées, en mathématiques, en lecture et en sciences, est expliquée en détails dans le rapport intitulé «Cadre d'évaluation de PISA 2006» (OCDE, 2006). Notons que les scores relatifs aux performances des élèves ont été calibrés par l'OCDE afin de faciliter la comparaison interna-

tionale. 500 représente le score moyen pour tous les pays OCDE participant à l'enquête PISA, avec une valeur de 100 comme écart-type⁵.

Figure 1. Scores moyens pour les mathématiques des pays OCDE (PISA 2006)



Nous constatons que, tant en mathématiques (520) qu'en sciences (510) et en lecture (501), les élèves belges ont un score supérieur à la moyenne OCDE. La Belgique occupe d'ailleurs la huitième place en mathématiques parmi les trente pays de l'OCDE⁶. Toutefois, les résultats varient fortement selon les Communautés linguistiques⁷: la moyenne en Communauté flamande est de 543 points, le score moyen en Communauté française

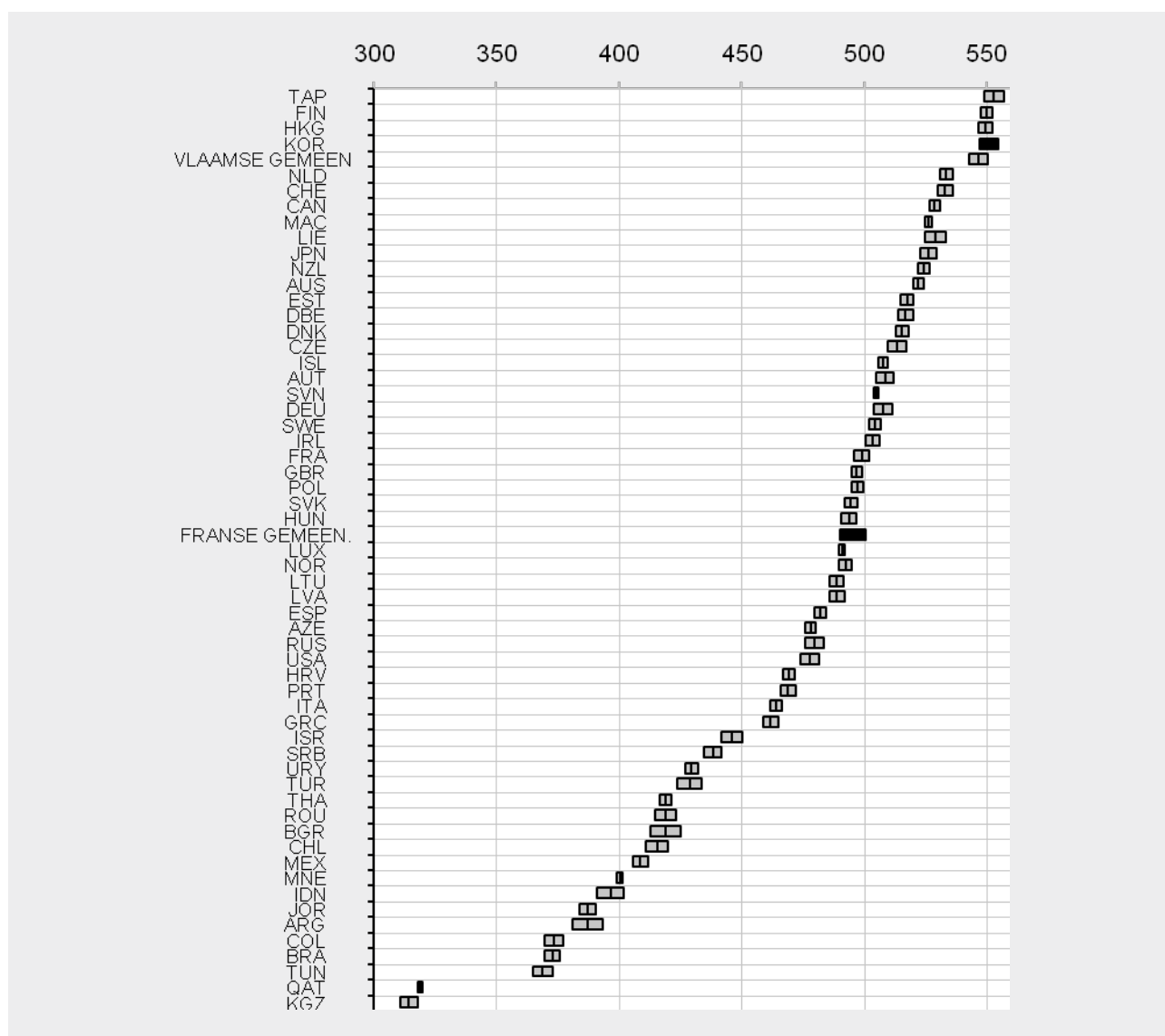
⁵ Le calibrage pour les sciences a été opéré en 2006. Comme la compréhension de l'écrit était le domaine d'évaluation majeur du cycle PISA 2000, la moyenne des pays de l'OCDE pour la lecture a été fixée à 500 points lors de ce cycle. Le calibrage pour les mathématiques a été effectué dans PISA 2003. Ces moyennes de l'OCDE pour la lecture (PISA 2000) et pour les mathématiques (PISA 2003) sont les références par rapport auxquelles les scores du cycle PISA 2006 sont comparés. A noter qu'en 2006 les scores moyens de l'OCDE étaient de 492 points pour la lecture et de 498 points pour les mathématiques. Signalons que dans une comparaison des scores de différents cycles de PISA, il faut prendre en compte les erreurs d'ancrage (liées au fait qu'il y a une rotation des items et qu'on utilise un groupe d'items d'ancrage spécifique) dans l'évaluation de la signification statistique des différences.

⁶ A noter que la différence avec les scores des pays qui occupent la sixième et la septième place n'est pas statistiquement significative.

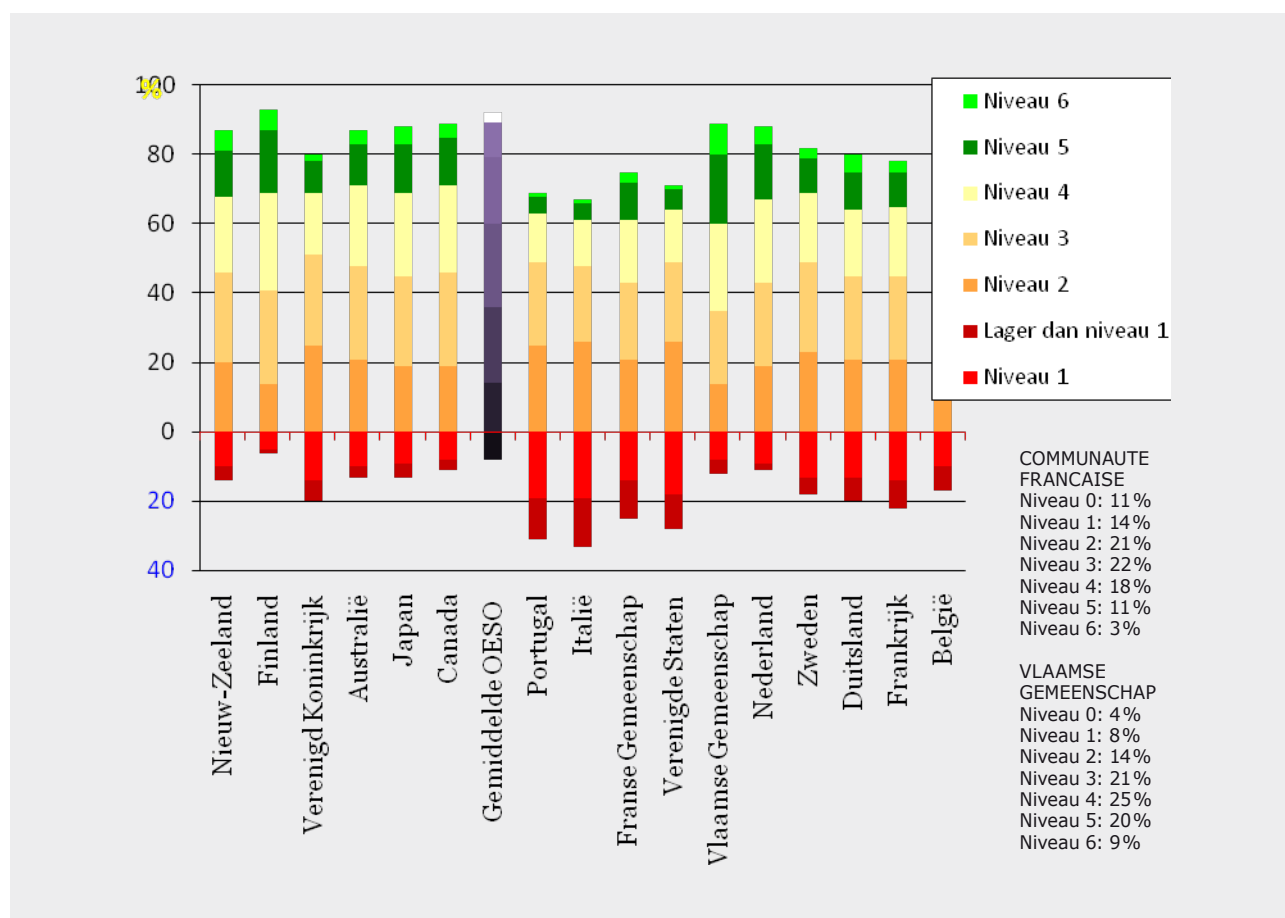
⁷ Nous reviendrons sur ce point dans une section suivante.

est de 490 points et le score moyen en Communauté germanophone est de 514 points. Comme on peut le constater à la figure 1, la Finlande et la Corée du Sud ont les scores les plus élevés de l'OCDE, directement suivies par la Communauté flamande. Le résultat pour la Communauté française est, quant à lui, plutôt faible, voire médiocre.

Figure 2. Scores moyens pour les mathématiques des pays OCDE et non-OCDE (PISA 2006)



La figure 2 reprend le classement de la Communauté flamande et de la Communauté française par rapport à tous les pays (OCDE et non-OCDE) participant à l'épreuve PISA 2006. Deux sphères économiques non-OCDE, à savoir Taiwan et Hong Kong, rejoignent le peloton de tête en ce qui concerne les performances en mathématiques. Nous n'allons pas nous attarder sur les scores de chaque pays: nous voulons seulement présenter au lecteur un aperçu général. Signalons néanmoins que tous les classements se trouvent dans le rapport de Demeyer & Pauly (2007).

Figure 3. Répartition par niveau de compétence en mathématiques pour une sélection de pays (PISA 2006)

La figure 3 montre la répartition par niveau de compétence en mathématiques pour quelques pays sélectionnés ainsi que pour les deux principales communautés linguistiques de Belgique. On peut observer que la Finlande est capable à la fois de produire les meilleures performances scolaires et de limiter la proportion d'élèves qui réalisent des scores inacceptables (seulement 6%). La Communauté flamande produit des élèves qui réalisent des performances brillantes, mais a du mal à limiter les dégâts parmi les élèves les plus faibles (12% des élèves ont un niveau inacceptable). Par contre, la Communauté française est confrontée à un double défi: réussir à former une catégorie d'élèves très performants et assurer un niveau de connaissance minimale parmi les élèves les plus faibles (25% des élèves ont un niveau inacceptable).

Comme on peut le constater à la figure 3, la situation en Communauté française est presque aussi problématique qu'aux Etats-Unis (28% des élèves y ont un niveau inacceptable en mathématiques). En Europe, le Portugal (31%), la Grèce (32%) et surtout l'Italie (33%) connaissent une situation encore plus déplorable.

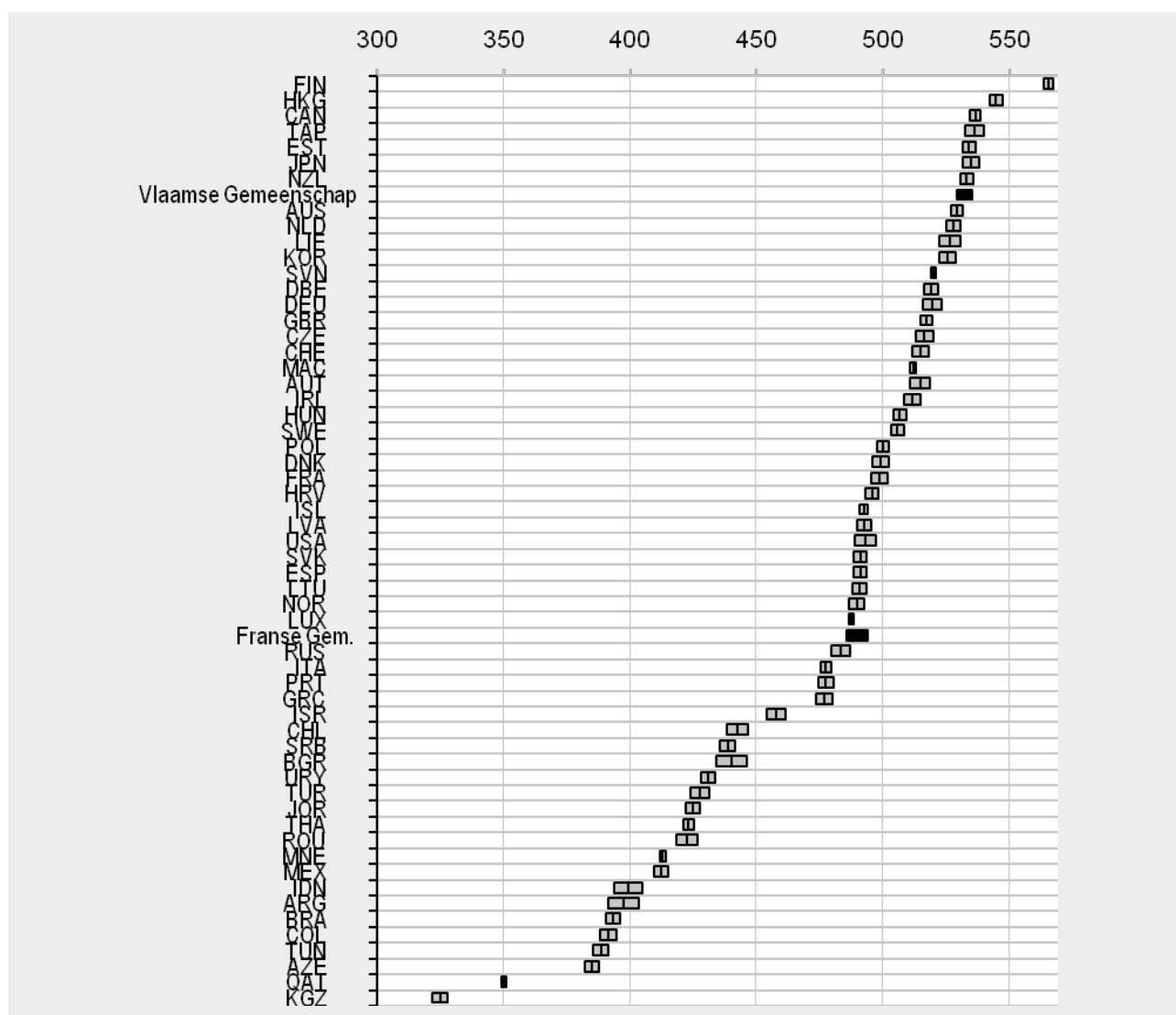
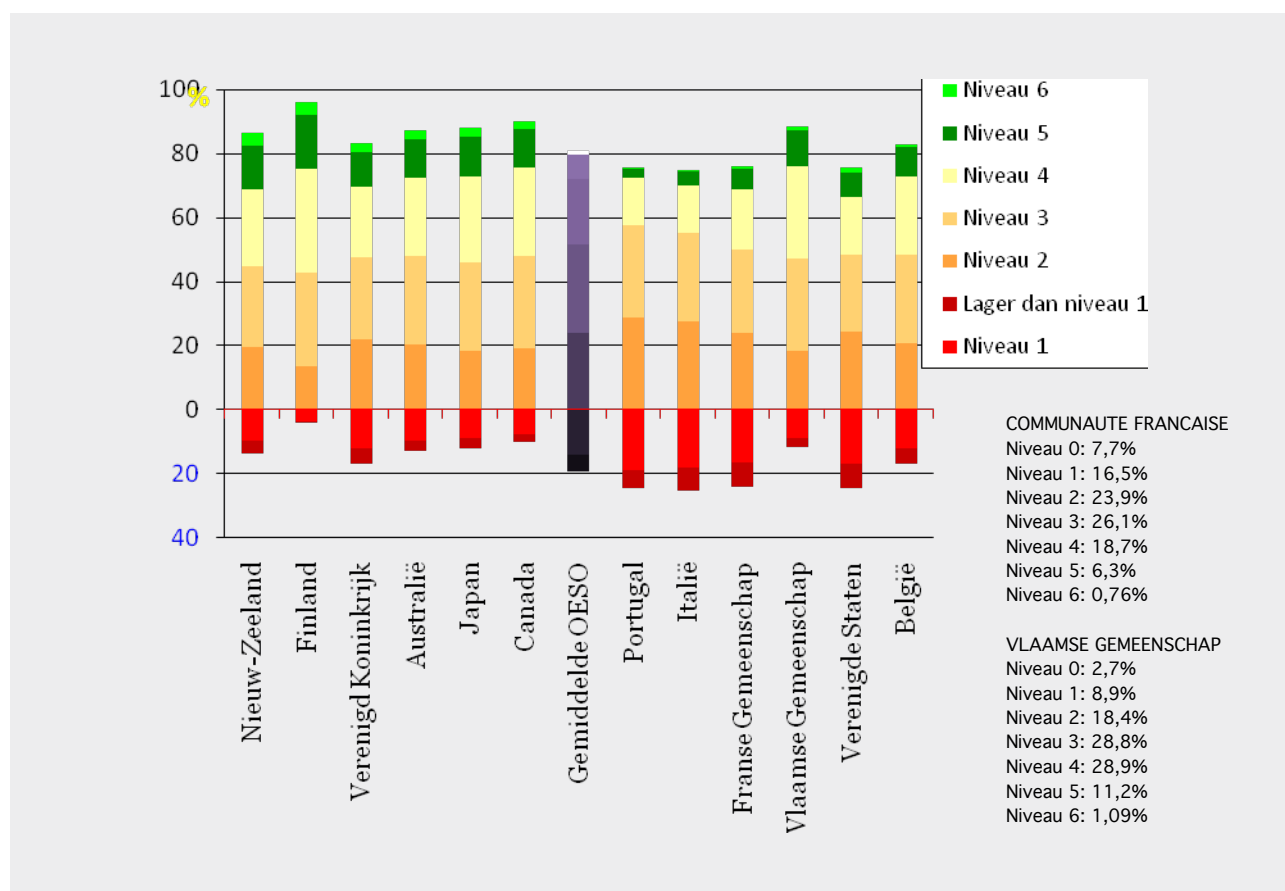
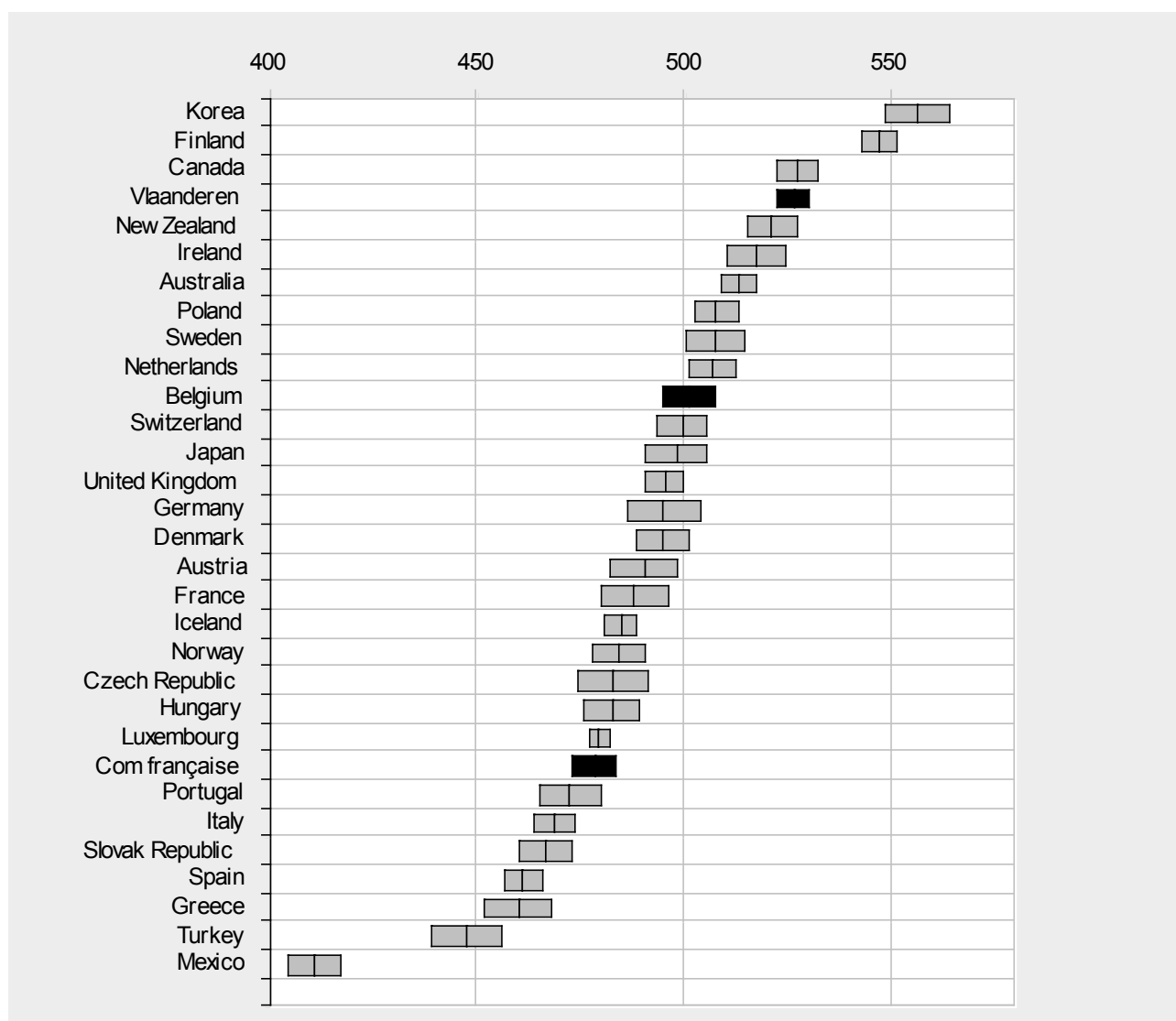
Figure 4. Scores moyens pour les sciences des pays OCDE et non-OCDE (PISA 2006)

Figure 5. Répartition par niveau de compétence en sciences, sélection de pays (PISA 2006)

On voit à la figure 5 la répartition par niveau de compétence en sciences pour quelques pays et pour les deux principales communautés linguistiques de Belgique. Tout comme pour les connaissances en mathématiques, on peut observer que la Finlande est capable à la fois de produire une élite intellectuelle très performante et de limiter la proportion d'élèves qui réalisent des scores inacceptables (seulement 4%). La Communauté flamande peut elle aussi produire des élèves qui réalisent des résultats très brillants, mais elle limite moins bien les dégâts parmi la catégorie d'élèves la plus faible. Par contre, la Communauté française est confrontée à la fois à des problèmes de formation d'une tranche d'élèves très performants et au défi d'assurer un niveau de connaissance minimale parmi les élèves les plus faibles. Une fois de plus, la situation en Communauté française est très proche de celle des Etats-Unis, qui sont confrontés aux mêmes problèmes. En Europe, la Communauté française, l'Italie, le Portugal et la Grèce réalisent les pires résultats (avec environ 25% des élèves qui ont un niveau inacceptable en sciences).

En ce qui concerne les résultats relatifs à la compréhension de l'écrit (lecture), la moyenne est de 522 points en Communauté flamande, de 473 points en Communauté française et de 499 points dans la Communauté germanophone. La figure 6 présente le classement des pays OCDE, avec les scores pour la Communauté flamande et la Communauté française. Nous constatons que la Finlande et la Corée du Sud se détachent nettement en tête du classement, devant la Communauté flamande et le Canada. Une fois de plus, les résultats de la Communauté française sont malheureusement nettement moins bons.

Figure 6. Scores moyens pour la lecture des pays OCDE (PISA 2006)

En ce qui concerne la répartition par niveau de compétence pour la lecture, signalons que 26% des élèves en Communauté française ont un niveau très faible (contre 12% en Communauté flamande). En Europe, la Communauté française figure dans le groupe des pays où un élève sur quatre éprouve de sérieux problèmes de compréhension de l'écrit (avec le Portugal, l'Italie, la Slovaquie, la République tchèque, la Grèce et l'Espagne).

Le constat d'une différence systématique entre les performances en Communauté flamande et en Communauté française ne fait pas l'objet de la présente étude et nous n'en discuterons pas ici les raisons potentielles. Signalons néanmoins que nous partageons dans les grandes lignes l'analyse de Hirtt (2008), selon laquelle la composition sociale de la population scolaire n'explique qu'une partie des écarts entre les deux Communautés et que les différences en termes de moyens financiers – ceux de la Communauté française étant nettement inférieurs – et en termes pédagogiques – par exemple, des programmes d'études et des socles de compétences beaucoup moins précis au Sud du pays – constituent fort probablement des facteurs influents.

Bien que la Communauté flamande soit très performante en mathématiques et performante en sciences et en lecture, son score reste décevant en ce qui concerne l'égalité des chances, comme le ministre flamand de l'Enseignement, Frank Vandenbroucke, n'a pas manqué de le souligner en réagissant aux résultats de l'enquête PISA 2006 (Vandenbroucke, 2007).

Lorsque l'on étudie le nuage de points de la figure 7, on constate qu'il existe en Communauté flamande un lien important entre, d'une part, les résultats en mathématiques (axe vertical) et, d'autre part, la condition socio-économique des parents des élèves (axe horizontal). Une diagonale peut facilement être tracée à travers ce nuage de points. L'index du statut socio-économique qui est utilisé ici est dérivé des trois variables indicatrices de l'origine sociale familiale: (1) l'indice du niveau de formation le plus élevé des deux parents, converti en années d'études, (2) l'indice du statut professionnel le plus élevé des deux parents et (3) l'indice du patrimoine culturel familial (nombre de livres à la maison, endroit pour étudier, œuvres d'art, dictionnaire, connexion internet, etc.) (Voir OECD, 2007: 333).

Quand on observe la figure 8, qui reprend les données pour la Communauté française, on constate la même relation: plus le niveau socio-économique des parents augmente, plus les résultats en mathématiques sont élevés.

L'intelligence étant évidemment distribuée de façon similaire dans toutes les couches sociales – les enfants pauvres ne sont pas moins intelligents que les enfants riches – ces figures démontrent donc une fois de plus que notre société et notre système d'enseignement restent confrontés au défi de la démocratisation de l'enseignement. Si – selon la logique méritocratique – l'école doit fonctionner comme ascenseur social, celui-ci est visiblement toujours en panne. Les élèves issus de l'immigration se retrouvent de manière disproportionnée parmi les victimes de cette situation.

Duru-Bellat et alii (2004) ont souligné à bon escient que, pour un même niveau moyen de performance, les inégalités entre élèves sont plus ou moins fortes d'un pays à l'autre: «Il n'y a donc pas de relation automatique entre le niveau moyen des élèves et les écarts qui existent entre eux; en d'autres termes, un bon niveau moyen ne se 'paie' pas forcément par une inégalité plus forte» (Duru-Bellat, Mons & Suchaut, 2004: 1). La Finlande, par exemple, combine des moyennes élevées, la présence d'un groupe important de 'top performers' et une proportion limitée d'élèves qui n'atteignent pas le niveau minimal requis. De plus, les écarts entre les élèves issus de différentes couches socio-économiques sont moins prononcés que dans d'autres pays. Ceci tend à démontrer le rôle essentiel de l'institution scolaire comme facteur de reproduction ou de réduction des inégalités.

Figure 7. Nuage de points indiquant la forte corrélation ($r=0.435$) entre les résultats en mathématiques et l'index du statut socio-économique et culturel en Communauté flamande

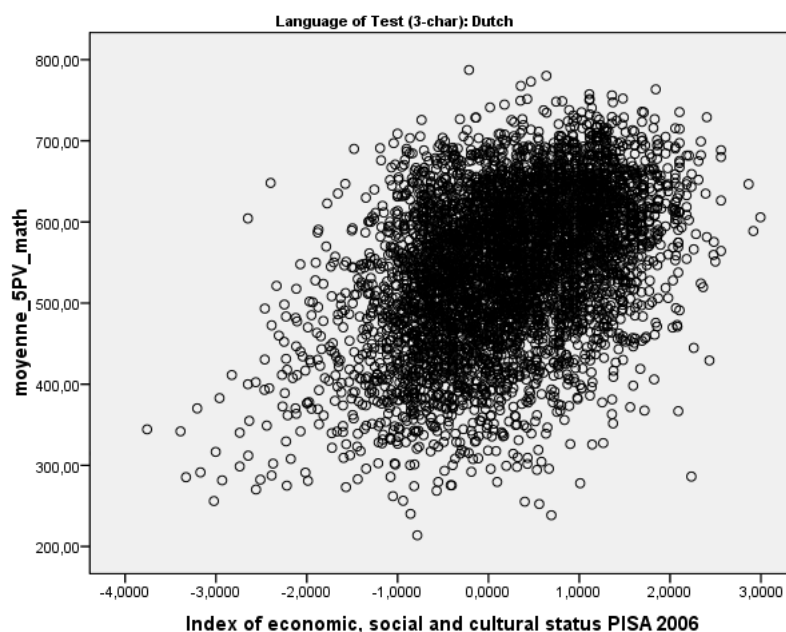
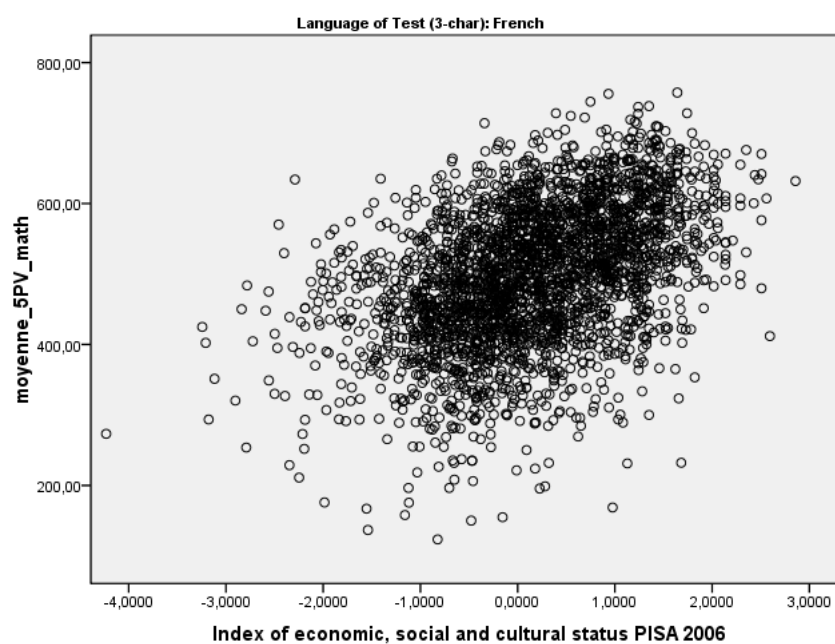


Figure 8. Nuage de points indiquant la forte corrélation ($r=0.452$) entre les résultats en mathématiques et l'index du statut socio-économique et culturel en Communauté française



De même, toutes les analyses des enquêtes PISA mettent en exergue le poids du système scolaire dans la production des différentiels de performances, les systèmes unifiés obtenant de meilleurs résultats que les systèmes différenciés. L'ampleur des inégalités sociales est plus grande dans les pays à filières précoces (Dupriez, Dumay & Vause, 2008). De manière convergente, on relève un lien entre l'ampleur des inégalités sociales et la durée du tronc commun: les inégalités sont d'autant plus marquées que le tronc commun est bref (Duru-Bellat et alii, 2004). Parallèlement, l'existence de filières n'améliore pas les performances moyennes des élèves et ne crée pas non plus une élite plus nombreuse. Ce système ne semble donc pas vraiment faire des gagnants (dans la perspective d'une comparaison internationale), mais bien produire des victimes (à savoir les élèves issus des couches sociales populaires qui restent en dessous de leur potentiel).

Les meilleurs résultats semblent être obtenus dans des systèmes scolaires qui, selon Mons (2007), peuvent être classifiés comme faisant partie d'un «modèle d'intégration individualisé». Il s'agit surtout des pays nordiques (Danemark, Finlande, Suède, Norvège, Islande) dans lesquels il n'y a pas d'orientation précoce vers des filières («tracking»), au sein desquels le redoublement est rare et où la séparation selon les niveaux de compétence est peu pratiquée. Cela n'empêche pas une différenciation poussée à l'intérieur d'une classe par le biais d'un style d'enseignement individualisé (par exemple, accompagnement individualisé et travail en petits groupes différenciés) (Dupriez, Dumay & Vause, 2008). Ce système se distingue de trois autres modèles: le «modèle de séparation», le «modèle d'intégration uniforme» et le «modèle compréhensif» (Mons, 2007). Nous nous inspirons de l'article de Dupriez et alii (2008) pour les décrire ici. Le «modèle de séparation» (présent en Allemagne, en Autriche, en Hongrie, en Suisse et au Luxembourg et, à un certain degré, en Belgique et aux Pays-Bas) se caractérise par une séparation précoce entre différentes filières (enseignement général ou qualifiant) après l'école primaire. L'orientation se fait selon un système en cascade selon les performances scolaires et on y recourt fréquemment au redoublement (dès l'école primaire). Dans le «modèle compréhensif» (Etats-Unis, Canada, Royaume Uni, Australie et Nouvelle-Zélande), il y a un tronc commun jusqu'à l'âge de 16 ans. Une différenciation entre élèves est opérée au niveau des classes selon les performances par discipline spécifique (mais pas au niveau des écoles; en tout cas il n'y a pas de filières différentes). Le «modèle d'intégration uniforme» (France, Espagne, Portugal) conserve un tronc commun jusqu'à un certain âge. C'est principalement le redoublement qui fonctionne comme mécanisme de différenciation entre élèves.

Dupriez et alii (2008) ont examiné, à l'aide des données PISA 2003, quel système bénéficie le plus aux élèves les plus faibles⁸. Leur analyse exploratoire démontre que la ségrégation sociale (entre écoles) est la plus forte dans le modèle de séparation et le modèle d'intégration uniforme. De plus, ils observent que les élèves les plus faibles ont une perception subjective beaucoup moins positive du climat disciplinaire de leur classe (fréquence d'interruptions, niveau de bruit, etc.) quand ils se trouvent dans un système de séparation ou dans un système compréhensif. Dupriez et alii (2008) signalent que les élèves les plus faibles se retrouvent concentrés au niveau des filières (dans le modèle de séparation) et au niveau des classes (dans le modèle compréhensif), ce qui peut expliquer ce constat. En général, ces élèves sont moins confiants envers leurs performances scolaires que les élèves plus forts. L'écart en termes de confiance est néanmoins plus réduit quand les élèves se trouvent dans un système de séparation. Dans des systèmes caractérisés par des écoles de composition hétérogène et un climat disciplinaire favorable (notamment le modèle d'intégration individualisé), les élèves les plus faibles ont, par contre, beaucoup moins de confiance. Dupriez et alii (2008) voient donc confirmée la théorie sur l'effet «grand-poisson-petit-étang» (Marsh & Kit-Tai, 2003), devenue populaire dans la littérature, sur les effets de composition de classes: bien que la mixité des classes soit bénéfique pour les élèves les plus faibles en ce qui concerne le climat disciplinaire en classe, elle a aussi des coûts psychologiques.

⁸ Par pays, les élèves les plus faibles sont identifiés à l'aide du 25e percentile des performances en mathématiques.

Focalisons-nous maintenant sur les performances des élèves les plus faibles dans les différents systèmes selon l'analyse de Dupriez, Dumay & Vause (2008). Le système le moins bénéfique est le modèle d'intégration uniforme (dominant en Europe du Sud): les élèves les plus faibles y ont le plus souvent un niveau de compétence insuffisant. Ceci serait lié au fait que la stratégie de redoublement est inefficace. Dans le modèle de séparation, les élèves les plus faibles obtiennent de meilleurs résultats, mais ils sont plus fortement touchés par le phénomène de stratification sociale: la reproduction de l'inégalité sociale (liée à la position de classe) y est la plus marquée. Comme le signalent à juste titre Dupriez et al. (2008), ceci confirme les résultats d'autres analyses (Duru-Bellat & Suchaut, 2005) et met en évidence le fait que l'orientation scolaire précoce dépend fortement de la situation familiale en raison d'un processus d'auto-sélection (Bourdieu & Passeron, 1970). On peut donc conclure que le modèle de séparation et le modèle d'intégration uniforme sont, pour des raisons différentes, les systèmes les moins bénéfiques pour les élèves les plus faibles.

Au vu de ces résultats, il semble que nous devions surtout examiner la façon dont les pays nordiques organisent leur système d'enseignement, même si nous pensons, tout comme Dupriez et alii (2008), qu'il est difficilement concevable d'importer purement et simplement un modèle étranger d'enseignement sans tenir compte des traditions nationales et des visions idéologiques sous-jacentes. Nous partageons à nouveau l'opinion de Dupriez, Dumay & Vause (2008: 268) quand ils écrivent: «As illustrated by the neoinstitutionalists, school systems' dynamics rest on cognitive and normative perceptions affecting not only structures but also ways of thinking and acting in the field. Hence, the implementation of one external structural characteristic is problematic without a parallel but more complex effort aimed at modifying conceptions about education and meritocracy».

2. LES PERFORMANCES DES ÉLÈVES ISSUS DE L'IMMIGRATION EN BELGIQUE

Concentrons à présent notre analyse sur les performances des élèves issus de l'immigration. Dans la suite du rapport, nous distinguerons trois catégories d'élèves selon leur situation migratoire. La première catégorie est celle des «élèves autochtones» ('native students'): il s'agit d'élèves nés en Belgique ou à l'étranger et dont au moins un des deux parents est aussi né en Belgique. Une deuxième catégorie est constituée d'élèves nés en Belgique mais dont les deux parents sont nés à l'étranger. Nous les appellerons les «élèves de deuxième génération». Enfin, la troisième catégorie est celle dite des «élèves immigrés»: des élèves nés à l'étranger et dont les parents sont eux-mêmes nés à l'étranger. Notons que les «élèves immigrés» et les «élèves de deuxième génération» seront parfois regroupés dans la catégorie plus générale des «élèves issus de l'immigration» ou des «élèves d'origine étrangère».

Nous tenons à préciser qu'il s'agit de catégories sociales ou de groupes nominaux qui sont le fruit d'une démarche de classification dans le cadre d'une analyse sociologique quantitative. Cette catégorisation ne correspond pas forcément à l'identité subjective des personnes concernées. Les répondants ont été classés par les chercheurs selon des critères objectifs (ici: le pays de naissance du répondant et celui de ses parents). Toute analyse sociologique de type quantitatif implique une telle démarche de classification stricte qui nécessite des choix opérationnels sans équivoque. Mais une telle démarche ne correspondant pas toujours aux identités vécues subjectivement, il va de soi que la terminologie utilisée – comme ici «autochtone» ou «personne issue de l'immigration» – peut susciter un malaise. D'autres classifications sont tout aussi possibles. Sans vouloir imposer des identités, nous devons néanmoins construire une classification sans ambiguïté.

Tableau 1. Répartition ajustée⁹ des élèves selon leur origine dans l'échantillon

		autochtone	2e génération	immigré	total
Communauté flamande	Effectif % dans communauté	4737 93,3%	177 3,5%	161 3,2%	5075 100%
Communauté française	Effectif % dans communauté	2245 79%	334 11,8%	261 9,2%	2840 100%
Communauté germanophone	Effectif % dans communauté	674 81,4%	7 0,8%	147 17,8%	828 100%
Belgique	Effectif % dans la Belgique	7656 87,6%	518 5,9%	569 6,5%	8743 100%

Examinons à présent l'échantillon belge de PISA 2006. Les élèves dits autochtones représentent la très grande majorité des répondants à l'enquête (87,6%). C'est encore plus flagrant dans le sous-échantillon flamand (93,3%). Le tableau 1 fait clairement apparaître la répartition des élèves selon leur origine dans les trois Communautés. Néanmoins, les effectifs des élèves issus de l'immigration restent suffisamment importants pour permettre une analyse générale de la situation des élèves d'origine étrangère – du moins si on ne détaille pas davantage l'échantillon en distinguant les pays d'origine spécifiques.

Dans la suite de l'analyse, nous nous concentrerons prioritairement sur une comparaison entre les élèves d'origine étrangère et les élèves autochtones, scolarisés dans les écoles de la Communauté flamande et de la Communauté française. Parmi les élèves issus de l'immigration, les origines sont diverses et les pays limitrophes sont bien représentés: en effet, nombreux sont les élèves d'origine néerlandaise parmi les élèves issus de l'immigration du côté flamand (19,5% des élèves issus de l'immigration en Flandre ont un père néerlandais) et d'origine française du côté francophone (13,1% des élèves issus de l'immigration en Communauté française ont un père français). Parmi les personnes issues de pays qui ne sont pas membres de l'Union européenne, les plus nombreuses sont celles d'origine marocaine et turque. 21,9% des élèves flamands d'origine étrangère ont un père marocain et 18,3% un père turc. En Belgique francophone, ces chiffres sont respectivement de 24,4% et de 14,1%.

Rappelons que nous ne ferons pas de distinction très approfondie selon l'origine nationale des parents pour privilégier l'utilisation des trois catégories analytiques définies ci-dessus ('élèves autochtones', 'élèves de la deuxième génération' et 'élèves immigrés'). En effet, les effectifs des sous-groupes définis selon l'origine nationale sont souvent trop réduits pour admettre des analyses fiables à un niveau plus détaillé, surtout dans une démarche d'analyse multivariée. Evidemment, l'utilisation de ces catégories analytiques (constituées d'origines nationales assez diverses), si elle est nécessaire, représente aussi un handicap important pour l'interprétation des résultats. Si on voulait à l'avenir se pencher sur la situation des élèves issus de l'immigration en fonction de leur origine nationale spécifique (par exemple, les personnes issues de l'immigration marocaine ou turque), il faudrait augmenter leurs effectifs dans l'échantillon des recherches PISA. En fait, ceci serait d'ailleurs hautement souhaitable. Une autre option – mais de second choix – est de regrouper différentes

⁹ L'origine de 2,6% des élèves est inconnue. Ils ne sont pas repris dans le tableau.

origines dans des catégories plus larges (par exemple, en distinguant les élèves originaires d'un autre pays de l'UE et ceux originaires de pays tiers). Nous y reviendrons ultérieurement. Examinons d'abord les résultats moyens pour nos trois catégories analytiques.

Au niveau belge, les résultats¹⁰ obtenus en mathématiques par les élèves autochtones sont, en moyenne, de 534,88 points (erreur-type de 2,67) alors que ceux des élèves de deuxième génération et des élèves immigrés sont respectivement de 451,22 points (erreur-type 9,98) et de 422,55 points (erreur-type de 8,27). A la lecture du tableau 2, nous constatons un écart de 83 points (erreur-type de 9,4) entre les élèves autochtones et les élèves de deuxième génération et même de 112 points (erreur-type de 8,5) lorsque l'on compare les résultats des élèves autochtones à ceux des élèves immigrés. Ces différences sont statistiquement significatives¹¹. Le score moyen obtenu par les élèves de la deuxième génération est lui aussi significativement plus élevé (29 points, erreur-type de 11,2) que celui des élèves immigrés.

En comparaison avec les résultats de PISA 2003 (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007: 11), on constate une diminution du score moyen en mathématiques dans tous les groupes. Cette diminution est significative¹² pour les élèves autochtones, mais elle ne l'est pas pour les élèves issus de l'immigration.

Tableau 2. Résultats (moyennes) en mathématiques pour toute la Belgique selon l'origine (PISA 2006)

Autochtones	534,884 (SE 2,668)
2e génération	451,225 (SE 9,982)
Immigrés	422,552 (SE 8,275)

Dans le rapport sur PISA 2003, nous avons insisté sur le fait que c'était en Belgique que les écarts en mathématiques entre les élèves autochtones et ceux issus de l'immigration étaient les plus élevés, en comparaison avec tous les autres pays qui avaient participé à l'enquête PISA et qui comptaient suffisamment d'élèves issus de l'immigration¹³ (OECD, 2006: 33). Nous avons également signalé que les élèves issus de l'immigration en Belgique avaient un score beaucoup plus faible que la moyenne de l'OCDE. Pour les élèves de la deuxième génération, on trouvait des résultats plus faibles uniquement en Allemagne et au Danemark. Pour les élèves immigrés, seule la Suède présentait des scores inférieurs (OCDE, 2006: 38).

¹⁰ La moyenne et l'erreur-type sont systématiquement calculées selon la procédure élaborée dans le PISA 2003 Data Analysis Manual (2005) pour les 'valeurs plausibles'.

¹¹ Dans les comparaisons entre deux moyennes, le ratio de la différence entre les moyennes par rapport à l'erreur-type de la différence entre les moyennes est calculé pour indiquer la signification – si la valeur absolue de ce ratio est supérieure à 1,96, la différence est significative dans un intervalle de confiance de 95%.

¹² Si l'on compare deux moyennes entre des cycles PISA différents, une erreur dite d'ancrage («linking error») doit être ajoutée dans le calcul de la signification (OECD, 2005). Les erreurs d'ancrage entre PISA 2003 et PISA 2006 sont de 4,47 pour la lecture et de 1,38 pour les mathématiques (OECD, 2007: 369).

¹³ Pour être inclus dans la comparaison, un pays devait compter au moins 3% d'élèves issus de l'immigration, au moins 3% d'élèves qui parlent à la maison une autre langue que la langue nationale et un effectif minimal de 100 élèves issus de l'immigration (OECD, 2006: 25). Ces conditions étaient satisfaites dans 17 pays. Il s'agit, parmi les pays membres de l'OCDE, de l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, la France, l'Allemagne, le Luxembourg, les Pays-Bas, la Nouvelle Zélande, la Norvège, la Suède, la Suisse, les Etats-Unis; et de Hong Kong, Macao et la Russie parmi les pays non-membres de l'OCDE.

Malheureusement, la Belgique est toujours le pays où l'écart entre les élèves autochtones et ceux issus de l'immigration est le plus marqué. Soulignons qu'il n'y pas de lien entre le nombre d'étrangers dans un pays et l'ampleur de l'écart entre les élèves autochtones et ceux issus de l'immigration (OECD, 2007: 176). La figure 9 démontre que l'écart entre élèves autochtones et immigrés n'est nulle part aussi élevé qu'en Belgique. C'est aussi en Belgique que l'écart entre les autochtones et les élèves de la deuxième génération est le plus prononcé, juste avant l'Autriche et l'Allemagne. Le problème ne concerne pas uniquement l'écart entre ces différentes catégories d'élèves: en Belgique, le score moyen des élèves issus de l'immigration se situe également parmi les plus faibles.

Figure 9. Ecart de performances en mathématiques des élèves issus de l'immigration comparés aux élèves autochtones (PISA 2006)

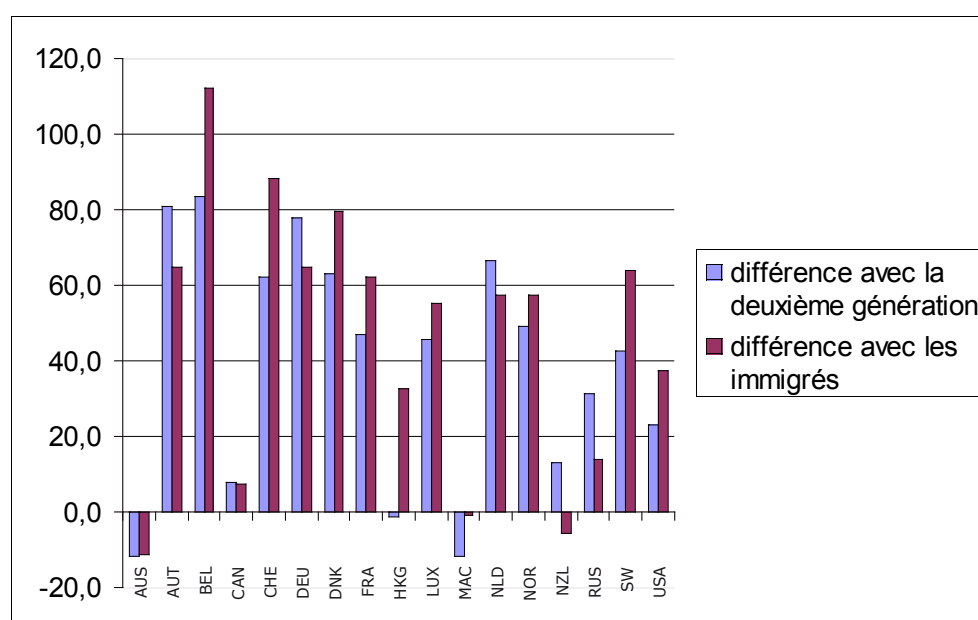
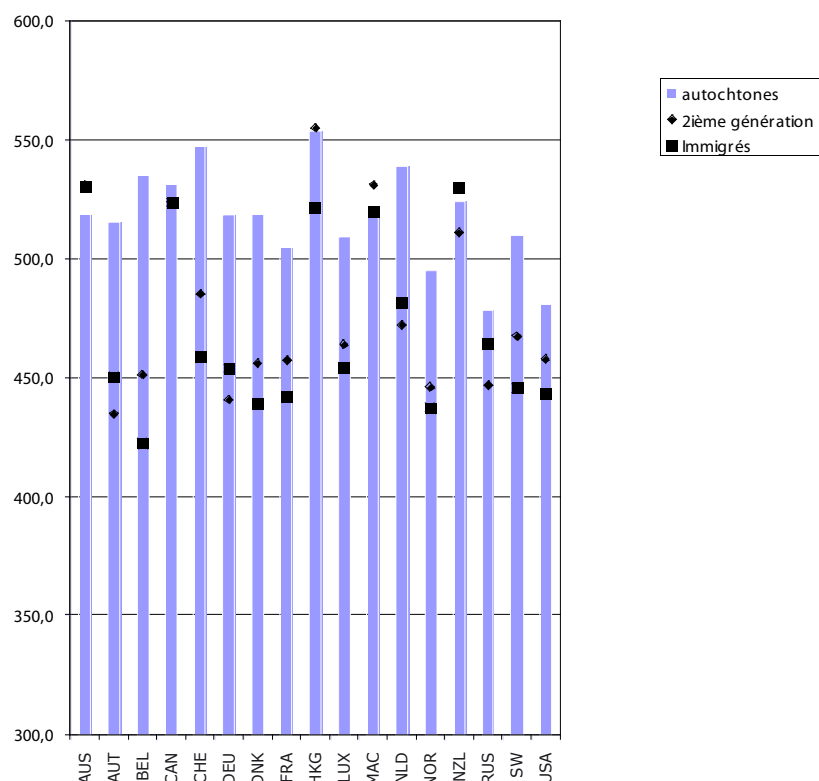


Figure 10. Performances des élèves en mathématiques selon leur situation migratoire (PISA 2006)

Comme on peut le constater à la figure 10, les élèves immigrés (de la première génération) en Belgique ont le score le plus faible parmi tous les pays que nous comparons dans PISA 2006. Pour les élèves de la deuxième génération, seules l'Autriche, l'Allemagne, la Russie et la Norvège réalisent des résultats plus faibles.

Analysons à présent les scores moyens obtenus en sciences¹⁴ et en lecture (tableau 3). De manière générale, la tendance est semblable à celle des résultats en mathématiques. On constate en effet un écart significatif de 81 points (erreur-type de 8,7) en lecture et de 80 points en sciences (erreur-type de 7,2) entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération. Cet écart atteint respectivement 101 (erreur-type de 8,1) et 93 points (erreur-type de 8,5) lorsque l'on compare les résultats des élèves autochtones à ceux des élèves immigrés. Notons qu'il n'y a pas d'évolution significative entre les résultats de PISA 2003 et ceux de PISA 2006 en ce qui concerne la lecture¹⁵.

Les constats sont alarmants, surtout pour les élèves de la première génération. En mathématiques, sciences et lecture, ces élèves réalisent respectivement des scores moyens de 423, 430 et 413 points dans PISA 2006. Notons que les seuils critiques – qui délimitent les compétences minimales requises pour une bonne insertion professionnelle future – sont fixés à 420 points en mathématiques, 407,5 points en lecture et 409,5 points en sciences, soit tout près de la moyenne des élèves de la première génération en mathématiques (423) et en lecture (413).

¹⁴ Pour une comparaison internationale des élèves issus de l'immigration en ce qui concerne les résultats en sciences, veuillez consulter le rapport PISA 2006 de l'OCDE dans lequel ce sujet est abordé en détails (OECD, 2007: 174-181).

¹⁵ On ne peut pas faire une comparaison des scores pour les sciences parce que, dans ce domaine, le calibrage se fait sur la base des données de 2006.

Tableau 3. Résultats (moyennes) des élèves en lecture selon leur origine pour toute la Belgique (PISA 2006)

	Sciences	Lecture
Autochtones	523, 162 (SE 2,356)	514,637 (SE 2,868)
2e génération	442,820 (SE 7,255)	433,646 (SE 9,079)
Immigrés	429,912 (SE 8,34)	413,138 (SE 8,162)

Cependant, les moyennes ont un désavantage: elles peuvent occulter la diversité au sein d'un groupe. Encore plus intéressantes que les moyennes (et que les écarts au niveau des moyennes) sont les répartitions des différents groupes d'élèves selon les niveaux de compétence. C'est ce que nous allons examiner de plus près.

Les figures 11 à 13 permettent déjà de visualiser la distribution des scores des élèves à l'aide de 'boîtes à moustaches' (box-whiskers plots¹⁶). Comme on peut le constater dans ces figures, il y a évidemment des élèves qui obtiennent de bons scores et d'autres de mauvais au sein de tous les groupes. Néanmoins, les scores des élèves autochtones sont clairement plus élevés que ceux des élèves issus de l'immigration.

Examinons plus en profondeur la répartition des différents groupes d'élèves selon les niveaux de compétence en mathématiques. L'OCDE a établi une échelle de 6 niveaux de performance en fonction des résultats obtenus. Dans le cas des mathématiques, le premier niveau débute à 358 points (en dessous se situe le niveau 0); l'échelle se poursuit jusqu'à 668, qui marque l'entrée dans le sixième niveau, chaque niveau étant séparé du précédent par un intervalle de 62 points. Le premier niveau correspond à des situations concrètes et explicites, à des instructions directes et à des questions clairement définies:

«Au niveau 1, les élèves peuvent répondre à des questions s'inscrivant dans des contextes familiers, dont la résolution ne demande pas d'autres informations que celles présentes et qui sont énoncées de manière explicite. Ils sont capables d'identifier les informations et d'appliquer des procédures de routine sur la base de consignes directes dans des situations explicites. Ils peuvent exécuter des actions qui vont de soi et qui découlent directement du stimulus donné» (OCDE, 2007: 152).

¹⁶ On repère sur une boîte à moustaches (box-whiskers plot) la valeur du 1er quartile (25% des effectifs), correspondant au trait inférieur de la boîte, la valeur du 2e quartile (50% des effectifs), représentée par un trait horizontal à l'intérieur de la boîte, et la valeur du 3e quartile (75% des effectifs), correspondant au trait supérieur de la boîte. Les 2 'moustaches' inférieures et supérieures délimitent les valeurs adjacentes. Les valeurs dites extrêmes (outliers) – identifiées à partir de l'écart interquartile – sont individualisées et représentées par des marqueurs (cercle ou étoile).

Figure 11. 'Box-whiskers plot' des scores en mathématiques selon la situation migratoire pour toute la Belgique (PISA 2006)

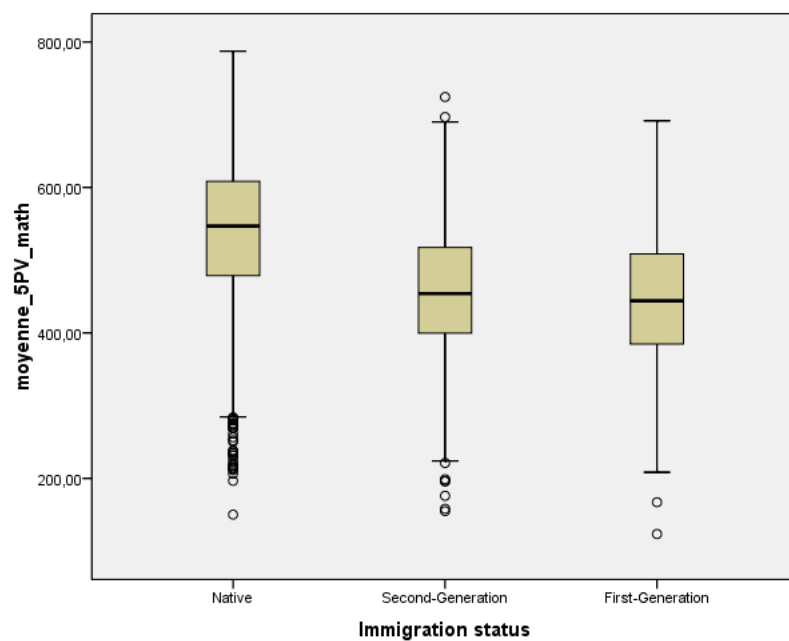


Figure 12. 'Box-whiskers plot' des scores en sciences selon la situation migratoire pour toute la Belgique (PISA 2006)

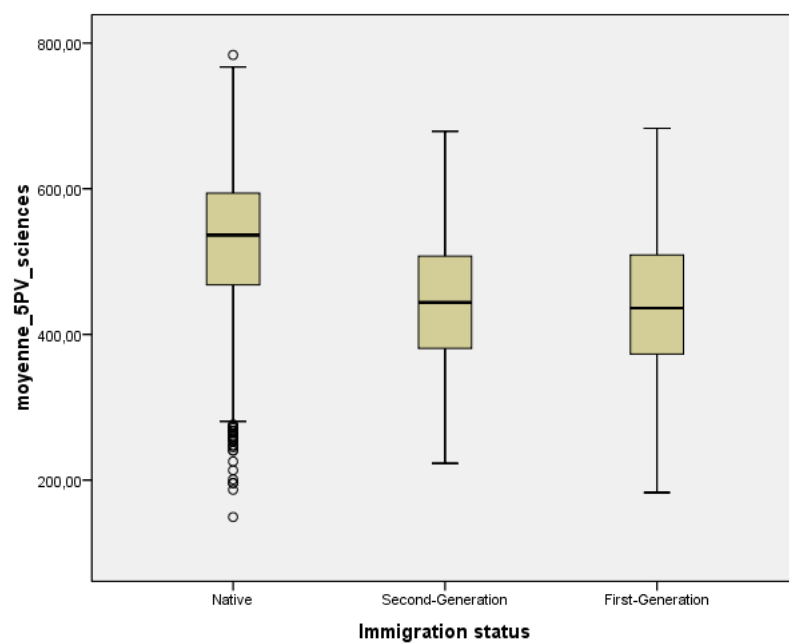
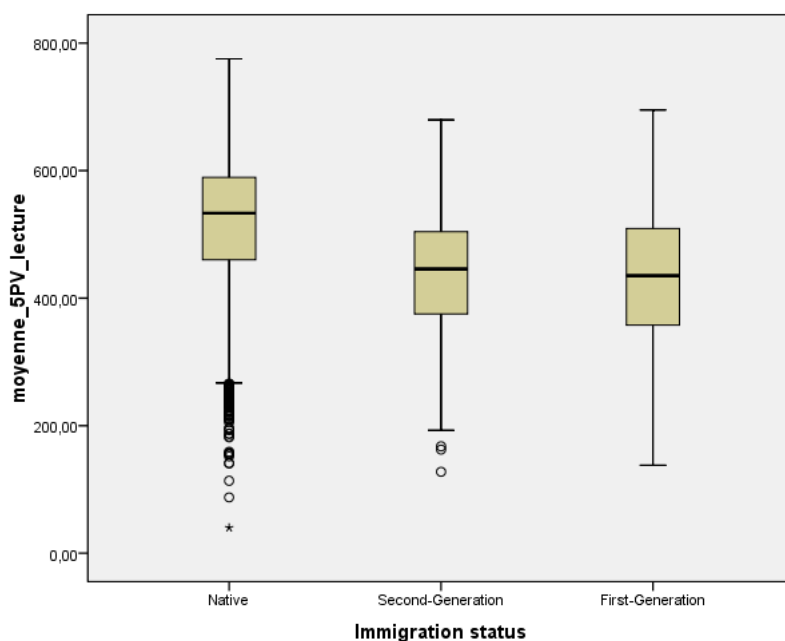


Figure 13. 'Box-whiskers plot' des scores en lecture selon la situation migratoire pour toute la Belgique (PISA 2006)



Plus on gravit les échelons, plus on doit être capable d'abstraction, de raisonnement, d'interprétation et d'argumentation. Le sixième niveau implique l'aptitude à développer des raisonnements et des opérations mathématiques abstraits et complexes¹⁷. Les niveaux 0 et 1 (en dessous de 420) sont considérés comme réellement problématiques. Tous les élèves qui se trouvent sous le niveau 2 risquent de ne pas maîtriser suffisamment les mathématiques à la fin de leur scolarité. Ces problèmes, décelés à l'âge de 15 ans, risquent d'avoir des incidences considérables sur la formation et l'insertion professionnelle future.

Tableau 4. Répartition des trois groupes d'origine en fonction du niveau en mathématiques pour toute la Belgique (pourcentage et erreur-type, PISA 2006)

	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	4,601 % (SE=0,704)	15,443 % (SE=3,222)	26,172 % (SE=3,192)
Niveau 1	8,491 % (SE=0,649)	20,418 % (SE=2,216)	20,962 % (SE=4,038)
Niveau 2	15,719 % (SE=0,666)	26,122 % (SE=2,569)	24,300 % (SE=3,917)
Niveau 3	22,057 % (SE=0,714)	20,087 % (SE=2,122)	16,095 % (SE=2,274)
Niveau 4	23,784 % (SE=0,842)	12,807 % (SE=1,897)	8,720 % (SE=2,098)
Niveau 5	17,974 % (SE=0,744)	4,462 % (SE=1,056)	3,435 % (SE=1,120)
Niveau 6	7,375 % (SE=0,457)	0,660 % (SE=0,474)	0,315 % (SE=0,325)
Total	100 %	100 %	100 %

¹⁷ Pour plus d'informations, voir le rapport de l'OCDE (2007).

Les résultats du tableau 4 indiquent la répartition des différents groupes selon les niveaux de compétence en mathématiques: 13,09% des élèves autochtones n'atteignent pas le seuil du niveau 2 en mathématiques; ce taux s'élève à 35,86% pour les élèves de la deuxième génération et il atteint 47,13% pour les élèves immigrés. Les résultats sont donc particulièrement interpellants pour les élèves issus de l'immigration: plus d'un élève sur trois de la deuxième génération et près de la moitié des élèves immigrés ne disposent pas des compétences minimales en mathématiques. Compte tenu des erreurs-types, la tendance reste plus ou moins semblable à celle qui avait été observée lors de l'analyse des résultats de PISA 2003 (voir Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007: 16).

En ce qui concerne les niveaux de compétence en lecture en fonction de la situation migratoire (tableau 5), 15,4% des élèves autochtones, 37,4% des élèves de la deuxième génération et 46,6% des élèves immigrés n'atteignent pas le niveau 2. Ces élèves savent donc lire, mais éprouvent des difficultés pour effectuer des tâches élémentaires de compréhension de l'écrit, notamment localiser des informations précises, établir divers types d'inférences d'ordre inférieur, découvrir le sens d'un passage bien délimité dans un texte et utiliser des connaissances extérieures pour le comprendre (OCDE, 2007: 134). Il s'agit donc d'importants problèmes dans la pratique de la lecture, qui pourront avoir de lourdes conséquences sur l'avenir personnel et professionnel de ces jeunes.

Tableau 5. Répartition des trois groupes d'origine en fonction du niveau en lecture pour toute la Belgique (pourcentage et erreur-type, PISA 2006)

	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	6,052 % (SE=0,744)	17,823 % (SE=3,391)	26,142 % (SE=3,142)
Niveau 1	9,311 % (SE=0,577)	19,603 % (SE=2,497)	20,425 % (SE=2,834)
Niveau 2	17,735 % (SE=0,764)	28,420 % (SE=2,839)	24,488 % (SE=2,248)
Niveau 3	27,095 % (SE=0,862)	22,355 % (SE=3,002)	17,587 % (SE=2,931)
Niveau 4	27,066 % (SE=1,009)	8,837 % (SE=1,796)	9,391 % (SE=2,124)
Niveau 5	12,741 % (SE=0,631)	2,961 % (SE=1,111)	1,968 % (SE=0,670)
Total	100 %	100 %	100 %

Tableau 6. Répartition des trois groupes d'origine en fonction du niveau en sciences pour toute la Belgique (pourcentage et erreur-type, PISA 2006)

	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	3,013 % (SE=0,528)	12,152 % (SE=2,972)	17,437 % (SE=3,447)
Niveau 1	9,866 % (SE=0,604)	25,722 % (SE=4,209)	26,093 % (SE=3,027)
Niveau 2	19,719 % (SE=0,856)	29,312 % (SE=2,625)	25,789 % (SE=3,337)
Niveau 3	28,806 % (SE=0,855)	21,998 % (SE=2,847)	20,754 % (SE=2,945)
Niveau 4	27,182 % (SE=0,871)	8,582 % (SE=1,694)	8,016 % (SE=2,022)
Niveau 5	10,311 % (SE=0,517)	2,233 % (SE=0,826)	1,902 % (SE=0,725)
Niveau 6	1,103 % (SE=0,196)	0 %	0,014 % (SE=0,015)
Total	100 %	100 %	100 %

Enfin, pour ce qui est de la répartition selon les niveaux de compétence des élèves en sciences, le tableau 6 nous indique que 12,8% des élèves autochtones, 37,8% des élèves de la deuxième génération et 43,5% des élèves immigrés n'atteignent pas le niveau 2. Ces élèves ont des connaissances scientifiques tellement limitées qu'ils peuvent uniquement les appliquer dans un petit nombre de situations familières. Ils sont capables de fournir des explications scientifiques qui vont de soi et qui découlent explicitement des faits donnés (OCDE, 2007: 41).

Avec 37,8% des élèves de la deuxième génération qui n'atteignent pas le niveau 2 en sciences, la Belgique n'est pas pour autant le plus mauvais élève de l'OCDE. La situation est encore pire au Danemark (47,8%), en Autriche (45,3%) et en Allemagne (40,1%).

Signalons également qu'en Belgique, il y a peu de 'top performers' en sciences (niveaux 5 et 6) parmi les élèves issus de l'immigration (alors qu'il y en a parmi les élèves autochtones). Au Canada, en Nouvelle-Zélande et en Australie, respectivement 13, 14 et 15% des élèves de la deuxième génération se retrouvent aux niveaux 5 et 6 et ces pourcentages sont similaires à ceux de la population autochtone dans ces pays (OECD, 2007: 178).

3. LES PERFORMANCES DES ÉLÈVES ISSUS DE L'IMMIGRATION EN COMMUNAUTÉ FLAMANDE ET EN COMMUNAUTÉ FRANÇAISE

Dans cette section, nous distinguons les résultats obtenus par les élèves issus de l'immigration au sein de nos deux principales Communautés linguistiques. En effet, bien que les systèmes scolaires des deux Communautés relèvent l'un et l'autre du modèle de séparation, ils sont autonomes, ce qui explique l'intérêt de réaliser des analyses distinctes. Comme nous l'avons déjà observé au premier chapitre, les scores sont différents selon les Communautés et sont moins élevés en Communauté française, quelle que soit l'origine de l'élève.

Le tableau 7 présente les résultats moyens en mathématiques pour les deux Communautés. Cette comparaison fait apparaître que les élèves autochtones et immigrés obtiennent des scores moyens significativement plus élevés en Communauté flamande. En revanche, les scores des élèves de la deuxième génération ne présentent pas de différence statistiquement significative d'une Communauté à l'autre.

Tableau 7. Résultats moyens en mathématiques par Communauté et selon l'origine des élèves (PISA 2006)

	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	510,039 (SE 4,805)	550,751 (SE 3,506)
2e génération	444,790 (SE 13,232)	466,635 (SE 13,067)
Immigrés	406,317 (SE 9,867)	455,680 (SE 11,323)

Par colonne, toutes les différences entre groupes (situation migratoire) sont significatives, sauf celle mentionnée par un crochet. De plus, le trait indique s'il y a une différence statistiquement significative entre deux cases horizontales (entre les Communautés).

Comparons les résultats de PISA 2006 et de PISA 2003 (Jacobs, Rea & Hanquinet, 2007). Comme le souligne l'OCDE (OECD, 2007: 286), il faut tenir compte de certaines réserves pour interpréter l'évolution des scores d'un cycle PISA à l'autre. Il n'est pas prudent d'accentuer des différences mineures entre les cycles, car le mode d'évaluation fait l'objet de légers ajustements, même si l'approche globale de l'enquête reste inchangée. Par ailleurs, les erreurs d'échantillonnage et de mesure sont inévitables lorsque les épreuves sont constituées d'un nombre limité d'items d'ancrage. Pour cette raison, l'intervalle de confiance des comparaisons dans le temps a été élargi en tenant compte de l'erreur d'ancrage. Moyennant la prise en considération de ces réserves, des comparaisons révélatrices peuvent être réalisées pour montrer l'évolution des performances au fil du temps.

En Flandre, il y a une chute modeste (mais statistiquement significative) des scores moyens des élèves autochtones (de 566 à 550, soit 16 points), mais la différence n'est pas significative du côté de la Communauté française en ce qui concerne ce groupe. On observe en revanche une augmentation du score moyen des élèves de la deuxième génération en Communauté flamande (de 445 à 467, soit 22 points), mais, à cause de l'erreur-type, elle n'est pas statistiquement significative. Les autres fluctuations entre 2003 et 2006 ne sont pas non plus significatives du point de vue statistique.

Il faut être prudent dans l'interprétation de la signification statistique des fluctuations. Pour des sous-groupes de l'échantillon composés d'un effectif limité (ici, les élèves issus de l'immigration), un changement doit être beaucoup plus grand pour être statistiquement significatif que pour des sous-groupes plus nombreux (ici, les élèves autochtones). Il pourrait donc s'agir d'un effet de méthode (parce que l'effectif joue un rôle dans le calcul de l'erreur-type). Ceci explique pourquoi la chute de 16 points est statistiquement significative pour les élèves autochtones alors que l'augmentation plus importante de 22 points pour les élèves de la deuxième génération ne l'est pas¹⁸. Il faudrait donc baser l'étude sur un groupe plus nombreux pour les élèves issus de l'immigration pour pouvoir être véritablement en mesure d'évaluer si la différence est due au hasard (lié à l'échantillonnage) ou si elle reflète un changement réel.

Si l'on examine l'écart entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération, on constate qu'en Communauté flamande, l'écart diminue de façon sensible¹⁹ entre PISA 2003 (écart de 112 points avec une erreur-type de 11,3) et PISA 2006 (écart de 84 points avec une erreur-type de 12,2). Nous pensons que ceci est dû à la fois à l'augmentation du score des élèves de la deuxième génération et à la chute du score des élèves autochtones²⁰. Il faudra attendre les résultats de PISA 2009 pour voir si la tendance persiste et si l'écart entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération continue à se réduire. Il est en effet trop tôt pour en avoir la certitude. Néanmoins, insistons sur le fait que malgré une éventuelle diminution, l'écart en Communauté flamande reste important dans les données de PISA 2006: il atteint 84 points.

L'écart entre les élèves autochtones et les élèves de la deuxième génération est de l'ordre de 65 points en Communauté française. Avec une erreur-type de 11,74 on ne peut cependant pas dire qu'il y ait une différence significative avec l'écart observé dans PISA 2003 (56 points).

18 *Ceteris paribus s'il y avait autant d'élèves issus de l'immigration dans notre échantillon que d'élèves autochtones (et donc fort probablement des erreurs-types plus faibles), l'augmentation de 22 points serait également statistiquement significative. Nous sommes donc potentiellement confrontés à ce que l'on appelle dans le vocabulaire statistique une erreur de seconde espèce ("Type II-error").*

19 *Statistiquement significative à un niveau de 0.10 (mais pas à un niveau de 0.05).*

20 *Ne perdons pas de vue que l'augmentation du score des élèves de la deuxième génération, bien que non significative du point de vue statistique, est plus importante en termes de points que la chute du score des élèves autochtones.*

Tableau 8. Résultats moyens en sciences par Communauté et selon l'origine des élèves (PISA 2006)

	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	503,084 (SE=4,336)	535,858 (SE=3,074)
2ième génération	443,938 (SE=9,977)	439,879 (SE=11,089)
Immigrés	415,452 (SE=9,679)	459,295 (SE=12,306)

Par colonne, toutes les différences entre groupes (situation migratoire) sont significatives sauf celle mentionnée par un crochet. De plus, le trait indique s'il y a une différence statistiquement significative entre deux cases horizontales (entre les communautés).

En sciences²¹, comme en mathématiques, les scores sont significativement plus élevés en Communauté flamande pour les élèves autochtones et immigrés (tableau 8). Toutefois, bien que la deuxième génération ait obtenu un score supérieur en Communauté française, la différence avec les résultats des élèves flamands de deuxième génération n'est pas significative du point de vue statistique.

L'écart entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération est important dans les deux Communautés²². Il en va de même pour l'écart entre élèves autochtones et immigrés²³. En Communauté flamande il n'y a pas de différence statistiquement significative²⁴ entre les élèves de la deuxième génération et les élèves immigrés²⁵. En revanche, l'écart est significatif²⁶ en Communauté française: les élèves de deuxième génération réalisent un score moyen supérieur à celui des élèves immigrés.

Quant aux résultats obtenus en lecture²⁷, qui figurent au tableau 9, on peut d'abord signaler qu'aucun changement statistiquement significatif n'est intervenu depuis 2003. L'écart entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération reste important en Communauté flamande (109 points, SE=14 dans PISA 2006 pour 103 points, SE=11 dans PISA 2003). Il reste également inchangé en Communauté française (51 points, SE=10,76 dans PISA 2006 pour 54 points dans PISA 2003). En Communauté flamande, l'écart entre élèves autochtones et immigrés, qui était de 92,7 points en 2003, passe à 98,5 points (SE=10) en 2006²⁸. Du côté francophone, l'écart de 108,8 points en 2003 retombe à 86,6 points (SE=10,2) en 2006²⁹, mais cette chute ne semble pas

21 Dans le domaine des sciences, nous n'effectuerons pas de comparaison avec les résultats de PISA 2003 suite à un manque d'informations relatives au calibrage des données.

22 L'écart est de 96 points avec une erreur-type de 10,59 en Communauté flamande et de 59 points avec une erreur-type de 9,78 en Communauté française.

23 L'écart est de 76 points avec une erreur-type de 12,04 en Communauté flamande et de 87 points avec une erreur-type de 9,62 en Communauté française.

24 L'écart est de 19,4 points mais avec une erreur-type de 14,7, ce qui est considérablement grand.

25 Les élèves immigrés semblent avoir un score plus élevé que les élèves de deuxième génération. Nous expliquerons ultérieurement qu'il s'agit d'un effet trompeur lié à la présence des Néerlandais parmi les élèves immigrés.

26 L'écart est de 28,49 points avec une erreur-type de 9,58.

27 Notons que pour les scores concernant la lecture, la différence entre les deux Communautés n'est significative qu'en ce qui concerne les élèves autochtones. Mais il faut signaler que pour les élèves immigrés, la différence entre Communautés est significative à un niveau de 0.10 (mais pas à un niveau de 0.05).

28 Ce changement n'est pas statistiquement significatif.

29 Ceci est dû à une augmentation du score moyen des élèves immigrés (mais qui n'est pas statistiquement significative).

être statistiquement significative. Il faudra attendre les résultats de PISA 2009 pour pouvoir évaluer si on peut réellement parler d'une évolution.

Comme nous l'avons déjà signalé dans le rapport précédent (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007), les effectifs des élèves français fréquentant une école en Communauté française et des élèves néerlandais inscrits dans une école de la Communauté flamande sont relativement élevés dans la catégorie des élèves immigrés (de la première génération). Dès lors, il nous semble intéressant d'analyser l'impact exercé par les élèves français (n=93) sur les résultats de la Communauté française et par les élèves hollandais (n=62) sur les scores obtenus en Communauté flamande.

Tableau 9. Résultats moyens en lecture par Communauté et selon l'origine des élèves (PISA 2006)

	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	489,953 (SE=5,087)	530,371 (SE=3,819)
2e génération	438,721 (SE=11,801)	421,050 (SE=15,113)
Immigrés	403,311 (SE=10,189)	431,842 (SE=10,614)

Par colonne, toutes les différences entre groupes (situation migratoire) sont significatives sauf celle mentionnée par un crochet. De plus, le trait indique s'il y a une différence statistiquement significative entre deux cases horizontales (entre les communautés).

En Communauté française, les résultats des élèves immigrés en mathématiques, en sciences et en lecture restent similaires à ceux obtenus avant la suppression des élèves français de l'échantillon. Ceci est dû au fait que les élèves français réalisent également des scores faibles (en comparaison avec d'autres élèves immigrés). En Communauté flamande, en revanche, les choses sont différentes parce que les élèves néerlandais réalisent des scores élevés. Par conséquent, si on les retire de la catégorie des élèves immigrés, il en résulte une chute importante de la moyenne pour cette catégorie. Ce constat en amène un autre: les élèves immigrés en Communauté flamande réalisent alors systématiquement un score moyen moins élevé que celui des élèves de la deuxième génération³⁰. De plus, les différences entre les scores des immigrés en Communauté française et en Communauté flamande ne sont plus significatives: les scores moyens sont faibles des deux côtés de la frontière linguistique.

³⁰ Une différence qui est principalement marquée en mathématiques où elle est maintenant clairement statistiquement significative.

Tableau 10. Résultats moyens en mathématiques, sciences et lecture sans prendre en compte les élèves français en Communauté française et les élèves néerlandais en Communauté flamande

	Communauté française			Communauté flamande		
	Maths	Sciences	Lecture	Maths	Sciences	Lecture
Immigrés (sans les Français et les Néerlandais)	404,82 (SE=16,1) (n=168)	402,604 (SE=12,7) (n=168)	400,743 (SE=13,4) (n=168)	429,1 (SE= 12,8) (n=99)	423,562 (SE=11,6) (n=99)	402,272 (SE= 15,1) (n=99)

Analysons à présent l'effet du pays d'origine sur les résultats obtenus en mathématiques. Tout d'abord, afin de pallier le faible effectif d'élèves originaires de certains pays, nous avons pris la décision d'appliquer la stratégie de l'OCDE consistant à regrouper plusieurs catégories en ensembles plus grands (par exemple: les pays du Maghreb) lorsque le nombre ne dépasse pas 30 élèves par origine nationale. Le critère utilisé pour attribuer une personne à un groupe d'origine spécifique est le pays de naissance de la mère. En outre, nous avons dû regrouper les élèves de la deuxième génération et les élèves immigrés sous la catégorie plus générale des «élèves issus de l'immigration».

A la lecture du tableau 11, nous constatons que, dans les deux Communautés linguistiques, les autochtones présentent systématiquement les meilleurs scores. Les élèves issus des autres pays de l'UE se classent en deuxième position dans les deux Communautés linguistiques. En Communauté flamande, les élèves originaires des Pays-Bas réalisent des résultats très proches de ce dernier groupe. Par contre, ce n'est manifestement pas le cas des Français en Communauté française, qui réalisent un score très faible. Ce phénomène avait déjà été observé dans PISA 2003. Le score des élèves issus des pays de l'Europe de l'Est a chuté de 73 points en Communauté française par rapport au score de l'enquête PISA 2003 et ce changement est statistiquement significatif³¹. Soulignons néanmoins le faible effectif d'élèves originaires des pays de l'Est dans l'enquête de 2003. Enfin, les deux Communautés ne divergent pas significativement, si ce n'est au niveau des autochtones.

31 L'erreur-type de la différence est de 34,18, avec prise en compte de l'erreur d'ancrage.

Tableau 11. Résultats moyens des élèves en mathématiques par groupe d'origine
(Critère: pays de naissance de la mère)

Autochtone ou issu de l'immigration	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	510,039 (SE=4,8)	550,751 (SE=3,5)
Pays africains (hors Maghreb)	421,950 (SE=11,86) (n=81)	420,926 (SE=22,63) (n=34)
Pays du Maghreb	442,048 (SE=13,99) (n=140)	455,725 (SE=12,87) (n=72)
Autres pays de l'UE	469,62 (SE=11,5) (n=48)	516,009 (SE=30,67) (n=22)
Autres pays	397,501 (SE=31,52) (n=93)	444,353 (SE=13,24) (n=62)
Pays d'Europe de l'Est	435,237 (SE=23,14) (n=49)	432,107 (SE=31,36) (n=21)
France	414,926 (SE=26,77) (n=95)	Dans catégorie « autres pays de l'UE »
Pays-Bas	Dans catégorie « autres pays de l'UE »	514,902 (SE=15,62) (n=64)
Turquie	431,767 (SE=14,61) (n=86)	439,609 (SE=14,85) (n= 63)

Nous allons à présent scinder la provenance des élèves selon la dualité 'pays européens'³² et 'pays non-européens', en gardant cette fois la distinction entre élèves immigrés et élèves de deuxième génération. On peut voir au tableau 12 que la tendance est similaire à celle du rapport précédent (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007). Les élèves européens qui fréquentent une école en Communauté flamande réalisent des scores significativement supérieurs à ceux de leurs homologues inscrits en Communauté française³³. Rappelons que les élèves originaires de France, qui sont inclus dans la catégorie 'élèves immigrés', obtiennent des scores particulièrement faibles en Communauté française, ce qui aide à expliquer l'écart important entre les deux Communautés linguistiques. En ce qui concerne les élèves originaires de pays non-européens, les différences de scores obtenus dans les deux Communautés linguistiques ne sont pas significatives. En outre, les différences de scores entre élèves provenant de pays européens et élèves originaires de pays non-européens ne sont significatives qu'en Communauté flamande.

³² La catégorie 'pays européens' comprend les pays de l'UE et les pays de l'Europe de l'Est.

³³ Excepté les élèves de la deuxième génération, parmi lesquels ceux qui fréquentent une école en Communauté flamande ne réussissent pas significativement mieux.

Tableau 12. Résultats moyens des élèves en mathématiques par groupe d'origine
(Critère: pays de naissance de la mère)

Autochtone ou issu de l'immigration	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	510,039 (SE=4,8)	550,751 (SE=3,5)
Pays européens	431,814 (SE=15,16) (n=192)	497,278 (SE=15,93) (n=107)
2e génération	468,805 (SE=11,96) (n=66)	530,914 (SE=31,17) (n=24)
Immigrés	414,796 (SE=18,16) (n=126)	487,484 (SE=15,81) (n=83)
Pays non-européens	424,86 (SE=15) (n=403)	443,18 (SE=10,97) (n=231)
2e génération	439,388 (SE=15,55) (n=268)	455,595 (SE=12,96) (n=153)
Immigrés	396,633 (SE=15,53) (n=135)	418,714 (SE=11,82) (n=78)

En ce qui concerne les résultats obtenus en lecture, on peut observer des disparités de résultats entre les différents groupes d'origine (tableau 13). La différence entre le score des autochtones et celui des élèves originaires des Pays-Bas est significative en Flandre, comme l'est d'ailleurs la différence entre la moyenne des élèves français et celle des élèves autochtones en Communauté française. Ceci est frappant, étant donné qu'il s'agit chaque fois de la langue maternelle des groupes concernés. Comme nous l'avons déjà signalé, Hirtt (2006) suggère qu'il s'agit «de jeunes étrangers habitant près de la frontière, qui s'inscrivent dans une école belge en espérant y trouver un enseignement plus 'facile' ou plus 'adapté', notamment dans les filières de qualification, parce qu'ils rencontrent de grandes difficultés scolaires dans leur pays d'origine» (Hirtt, 2006, 11). Un constat contre-intuitif dans les données de 2003 était que les 'Maghrébins' réalisaient de meilleurs scores en lecture en Flandre qu'en Belgique francophone (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007). Ceci ne se confirme pas dans les données de PISA 2006. Cette fois-ci, la moyenne est plus élevée du côté francophone, mais en fait il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les scores obtenus par les élèves d'origine maghrébine de part et d'autre de la frontière linguistique.

Tableau 13. Résultats moyens des élèves en lecture par groupe d'origine
(Critère: pays de naissance de la mère)

Autochtone ou issu de l'immigration	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	489,953 (SE=5,1)	530,371 (SE=3,8)
Pays africains (hors Maghreb)	421,43 (SE=14,03) (n=81)	380,458 (SE=28,37) (n=34)
Pays du Maghreb	438,097 (SE=17,45) (n=140)	426,279 (SE=14,39) (n=72)
Autres pays de l'UE	470,32 (SE=34,5) (n=48)	481,952 (SE=34,51) (n=22)
Autres pays	385,655 (SE=18,87) (n=93)	408,576 (SE=15,78) (n=62)
Pays de l'Europe de l'Est	436,622 (SE=18,29) (n=49)	482,453 (SE=39,02) (n=21)
France	413,884 (SE=24,84) (n=95)	Dans catégorie « autres pays de l'UE »
Pays-Bas	Dans catégorie « autres pays de l'UE »	492,426 (SE=17,79) (n=64)
Turquie	420,658 (SE=13,65) (n=86)	393,231 (SE=15,68) (n=63)

Tableau 14. Résultats moyens des élèves en lecture par groupe d'origine
(Critère: pays de naissance de la mère)

Autochtone ou « issu de l'immigration »	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	489,953 (SE=5,1)	530,371 (SE=3,8)
Pays européens	431,727 (SE=15,305) (n=192)	466,610 (SE= 18,101) (n=107)
2e génération	468,043 (SE=11,804) (n=66)	496,214 (SE=35,433) (n=24)
Immigrés	415,02 (SE=18,421) (n=126)	457,99 (SE=16,096) (n=83)
Pays non-européens	418,150 (SE=12,218) (n= 403)	405,888 (SE=11,672) (n=231)
2e génération	431,853 (SE=13,861) (n=268)	408,141 (SE=15,388) (n=153)
Immigrés	391,526 (SE=14,194) (n=135)	401,45 (SE=13,012) (n=78)

Le tableau 14 rend compte des scores en lecture obtenus selon l'opposition «pays européens»³⁴ et «pays non-européens». Il n'y a pas de différence statistiquement significative dans les scores obtenus par les élèves issus de l'immigration européenne dans les deux Communautés linguistiques, ni dans les résultats des élèves issus de l'immigration non-européenne. Par ailleurs, l'écart entre les scores des élèves européens et de leurs homologues non-européens n'est pas significatif en Communauté française, mais il l'est de l'autre côté de la frontière linguistique. Le tableau 15, qui présente les résultats pour les sciences par groupe d'origine, réserve lui aussi peu de surprises. Il n'est donc pas nécessaire de s'attarder sur ces résultats, ni de faire le découpage de la provenance selon la distinction européen/non-européen.

Tableau 15. Résultats moyens des élèves en sciences par groupe d'origine (Critère: pays de naissance de la mère)

Autochtone ou issu de l'immigration	Communauté française	Communauté flamande
Autochtones	503,084 (SE=4,3)	535,858 (SE=3,1)
Pays africains (hors Maghreb)	427,085 (SE=11,65) (n=81)	405,870 (SE=15,61) (n=34)
Pays du Maghreb	436,329 (SE=14,51) (n=140)	437,190 (SE=11,94) (n=72)
Autres pays de l'UE	470,169 (SE=11,65) (n=48)	487,047 (SE=29,45) (n=22)
Autres pays	406,422 (SE=18,46) (n=93)	432,472 (SE=13,61) (n=62)
Pays de l'Europe de l'Est	442,990 (SE=19,13) (n=49)	430,106 (SE=30,99) (n=21)
France	437,263 (SE=8,36) (n=95)	Dans catégorie «autres pays de l'UE»
Pays-Bas	Dans catégorie «autres pays de l'UE»	529,423 (SE=10,44) (n=64)
Turquie	417,445 (SE=13,70) (n=86)	409,555 (SE=10,36) (n=63)

Concentrons-nous à présent sur les fluctuations des niveaux de performance entre les Communautés française et flamande. Rappelons que les élèves dont les compétences en mathématiques n'atteignent pas le niveau 2 (élèves obtenant des scores inférieurs à 420 points) risquent de rencontrer de graves difficultés à l'âge adulte: ces carences peuvent en effet avoir d'importantes conséquences sur leur devenir scolaire et professionnel. Or, 18,23 % des autochtones, 36,28% des élèves de la deuxième génération et 53,02 % des élèves immigrés n'atteignent pas le niveau 2 en Communauté française, comme on peut le voir au tableau 16. En Communauté flamande, ces chiffres s'élèvent respectivement à 9,84 %, 34,9 % et 35,11 %. Si le pourcentage des élèves immigrés qui réalisent un faible score en mathématiques est si peu élevé en Flandre par rapport à la Belgique francophone, c'est sans doute dû en grande partie à la présence et aux bons résultats des élèves néerlandais.

³⁴ La catégorie 'pays européens' comprend les pays de l'UE et les pays de l'Europe de l'Est.

Il faut insister sur ces constats, car ils sont importants: dix-huit élèves autochtones francophones sur cent et dix élèves autochtones flamands sur cent n'atteignent pas le seuil des 420 points en mathématiques. En ce qui concerne les élèves de la deuxième génération, ils sont plus d'un tiers dans chaque Communauté à avoir des compétences limitées en mathématiques. Les résultats sont encore plus alarmants pour les élèves immigrés en Communauté française: plus de la moitié d'entre eux n'ont pas le niveau minimal requis (et plus d'un sur trois en Flandre).

Tableau 16. Répartition des élèves en mathématiques par niveau et selon l'origine en Communauté française et en Communauté flamande

	Communauté française			Communauté flamande		
	Autochtones	2e génération	Immigrés	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	7,018 % (SE=1,176)	16,450 % (SE=4,262)	29,903 % (SE=4,148)	3,074 % (SE=0,823)	13,028 % (SE=4,361)	18,654 % (SE=4,359)
Niveau 1	11,207 % (SE=0,987)	19,828 % (SE=3,011)	23,112 % (SE=5,687)	6,761 % (SE=0,776)	21,873 % (SE=4,086)	16,452 % (SE=4,525)
Niveau 2	19,548 % (SE=1,201)	27,811 % (SE=3,611)	23,919 % (SE=4,955)	13,265 % (SE=0,754)	22,045 % (SE=4,501)	25,066 % (SE=4,460)
Niveau 3	23,837 % (SE=1,150)	19,662 % (SE=2,721)	14,821 % (SE=2,805)	20,893 % (SE=0,996)	21,120 % (SE=5,143)	18,535 % (SE=3,724)
Niveau 4	20,879 % (SE=1,080)	12,035 % (SE=2,397)	6,815 % (SE=2,465)	25,611 % (SE=1,115)	14,667 % (SE=3,780)	12,727 % (SE=4,031)
Niveau 5	13,137 % (SE=1,215)	3,863 % (SE=1,244)	1,372 % (SE=1,114)	21,083 % (SE=0,872)	5,872 % (SE=1,912)	7,817 % (SE=2,732)
Niveau 6	4,374 % (SE=0,696)	0,352 % (SE=0,342)	0,296 % (SE=0,298)	9,312 % (SE=0,726)	1,385 % (SE=1,371)	0,936 % (SE=0,945)
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Ces disparités se retrouvent parmi les élèves qui atteignent le niveau le plus élevé en mathématiques: c'est le cas en Communauté française de 4,4% des élèves autochtones, de 0,35% des élèves de deuxième génération et de 0,3% des élèves immigrés. En Communauté flamande, ils sont respectivement 9,3%, 1,4% et 0,9% à atteindre le sixième niveau.

Les résultats sont tout aussi inquiétants dans le domaine de la lecture (tableau 17). En effet, 21 % des élèves autochtones n'atteignent pas le niveau 2 en Communauté française. Ce pourcentage s'élève à 35% pour les élèves de la deuxième génération et il atteint 50 % pour les élèves immigrés. Cela signifie qu'un élève immigré sur deux scolarisé en Communauté française n'atteint pas à 15 ans le niveau de base en lecture. En Communauté flamande, 11,7%, 43,9% et 39,9% (respectivement parmi les élèves autochtones, de la deuxième génération et immigrés) ont un niveau en lecture qui est considéré comme problématique. Il faut noter ici aussi que le pourcentage pour les élèves immigrés est plus élevé si on ne tient pas compte des élèves néerlandais.

Tableau 17. Répartition des élèves en lecture par niveau et selon l'origine en Communauté française et en Communauté flamande

	Communauté française			Communauté flamande		
	Autochtones	2e génération	Immigrés	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	8,147 % (SE=1,069)	15,395 % (SE=4,513)	28,936 % (SE=4,221)	4,604 % (SE=0,988)	23,748 % (SE=5,479)	20,771 % (SE=4,237)
Niveau 1	12,731 % (SE=1,119)	19,368 % (SE=3,249)	21,168 % (SE=4,373)	7,122 % (SE=0,539)	20,213 % (SE=4,047)	18,882 % (SE=3,621)
Niveau 2	21,722 % (SE=1,326)	30,551 % (SE=3,286)	24,787 % (SE=3,187)	15,179 % (SE=0,871)	23,308 % (SE=4,212)	23,807 % (SE=3,563)
Niveau 3	27,211 % (SE=1,551)	23,196 % (SE=3,571)	15,726 % (SE=3,607)	27,005 % (SE=1,020)	20,298 % (SE=4,989)	21,390 % (SE=3,769)
Niveau 4	21,836 % (SE=1,466)	8,980 % (SE=2,024)	8,271 % (SE=2,378)	30,400 % (SE=1,193)	8,413 % (SE=3,462)	11,736 % (SE=3,294)
Niveau 5	8,147 % (SE=1,069)	2,510 % (SE=1,389)	1,112 % (SE=0,938)	15,690 % (SE=0,844)	4,020 % (SE=1,747)	3,414 % (SE=2,503)
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Tableau 17bis. Répartition des élèves en sciences par niveau et selon l'origine en Communauté française et en Communauté flamande

	Communauté française			Communauté flamande		
	Autochtones	2e génération	Immigrés	Autochtones	2e génération	Immigrés
Niveau 0	4,996 % (SE=0,834)	11,824 % (SE=3,681)	19,728 % (SE=5,003)	1,765 % (SE=0,668)	12,984 (SE=4,307)	13,067 (SE=3,132)
Niveau 1	13,174 % (SE=1,216)	24,766 % (SE=4,877)	29,490 % (SE=3,917)	7,769 % (SE=0,659)	28,071 (SE=5,635)	18,749 (SE=3,668)
Niveau 2	23,076 % (SE=1,656)	29,633 % (SE=3,394)	25,155 % (SE=4,413)	17,586 % (SE=0,838)	28,595 (SE=4,744)	27,029 (SE=4,071)
Niveau 3	27,633 % (SE=1,580)	23,915 % (SE=3,853)	19,842 % (SE=3,576)	29,542 % (SE=1,100)	17,293 (SE=3,842)	22,741 (SE=4,477)
Niveau 4	22,370 % (SE=1,188)	7,576 % (SE=2,102)	4,850 % (SE=1,584)	30,253 % (SE=1,202)	10,950 (SE=2,844)	14,696 (SE=3,905)
Niveau 5	7,755 % (SE=1,034)	2,285 % (SE=1,037)	0,936 % (SE=0,779)	11,920 % (SE=0,767)	2,106 (SE=1,291)	3,718 (SE=1,653)
Niveau 6	0,995 % (SE=0,273)	0 %	0 %	1,165 % (SE=0,275)	0 %	0 %
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Dans le domaine des sciences (tableau 17bis), les mêmes tendances apparaissent avec, en Communauté française, 18% des élèves autochtones et 36% pour les élèves de la deuxième génération qui n'atteignent pas le niveau 2. Près d'un élève immigré sur deux (49%) scolarisé en Communauté française ne satisfait pas aux critères de base en connaissances scientifiques. En Flandre, les élèves dont le niveau en sciences est considéré comme problématique représentent 9,5% de la population autochtone, 41% des élèves de la deuxième génération et 32% des élèves immigrés – avec ici aussi, pour ce dernier chiffre, l'influence modératrice des élèves néerlandais.

4. LES ÉCARTS
ENTRE LES ÉLÈVES
AUTOCHTONES ET
LES ÉLÈVES ISSUS DE
L'IMMIGRATION

SELON LE GENRE, LE STATUT SOCIO-ÉCONOMIQUE,
LA LANGUE PARLÉE À LA MAISON ET LE TYPE
D'ENSEIGNEMENT

Examinons à présent les moyennes obtenues par différents groupes d'élèves selon certaines caractéristiques socio-démographiques telles que le genre, la langue parlée à la maison, le type d'enseignement suivi et le statut socio-économique. Ces analyses prépareront l'analyse multivariée des différences de résultats entre les élèves autochtones et ceux issus de l'immigration.

Pour ce qui tout d'abord du genre, la lecture du tableau 18 nous montre que la différence entre les résultats en mathématiques obtenus par les garçons et les filles de même origine n'est significative que pour les autochtones en Communauté flamande: les filles obtiennent en effet des résultats un peu inférieurs (mais ceci de façon statistiquement significative) à ceux des garçons. C'était déjà le cas lors de PISA 2003.

Tableau 18. Résultats moyens en mathématiques selon l'origine et le genre des élèves en Communauté française et en Communauté flamande

Math	Communauté française		Communauté flamande	
	FEMME	HOMME	FEMME	HOMME
Autochtones	507,737 (SE=5,354)	512,244 (SE=6,931)	544,294 (SE=4,466)	556,430 (SE=4,018)
2e génération	446,82 (SE=9,9)	442,528 (SE=23,592)	467,769 (SE=15,621)	465,501 (16,02)
Immigrés	415,472 (SE=12,9)	399,014 (SE=12,888)	442,845 (SE=13,671)	468,389 (14,351)

Tableau 19. Résultats moyens en lecture selon l'origine et le genre des élèves en Communauté française et en Communauté flamande

Lecture	Communauté française		Communauté flamande	
	FEMME	HOMME	FEMME	HOMME
Autochtones	513,257 (SE=5,465)	467,631 (SE=6,889)	548,326 (SE=4,401)	514,583 (4,762)
2e génération	460,081 (SE=11,973)	414,916 (SE=16,408)	445,460 (18,497)	396,653 (SE=16,167)
Immigrés	432,063 (SE=11,569)	380,374 (SE=12,112)	446,198 (SE=14,827)	417,627 (SE=15,417)

Toutefois en ce qui concerne les résultats obtenus en lecture (tableau 19), le constat est différent: pour la lecture, les filles réalisent systématiquement un score moyen plus élevé que les garçons (et c'est uniquement parmi les élèves immigrés en Communauté flamande que la différence n'est pas statistiquement significative). A nouveau, cela confirme globalement les résultats de PISA 2003.

Dans le cadre de ce rapport, nous n'allons pas nous lancer dans le débat sur l'existence éventuelle de compétences propres aux hommes et aux femmes en ce qui concerne les mathématiques, les sciences et la lecture (voir entre autres Spelke, 2005; Van Langen, Bosker & Dekkers, 2006; Liu, Wilson & Paek, 2008). Signalons néanmoins que Guiso et al. (2008), sur la base des données PISA, ont récemment démontré dans la revue *Science* que l'écart dans les performances en mathématiques semble disparaître dans les pays qui ont une culture plus égalitaire en ce qui concerne les relations hommes-femmes. Ne sous-estimons donc pas l'importance des pratiques pédagogiques au niveau des modèles de rôle et de l'idéologie du genre.

Les tableaux 20 et 21 présentent les résultats moyens selon l'origine des élèves et la langue qu'ils parlent à la maison. Il convient de signaler à cet égard que la procédure utilisée pour obtenir les résultats dans le présent rapport diffère de celle qui a prévalu dans les rapports de l'OCDE (2006, 2007). Ceux-ci font en effet la distinction entre les élèves parlant à la maison une langue nationale³⁵ (ou un dialecte) et les autres. Dans le contexte belge, il nous a paru pertinent d'utiliser une autre procédure. Nous avons d'abord vérifié s'il existait une différence entre ceux qui parlent chez eux la langue du test³⁶ et ceux qui ne parlent pas cette langue à la maison ou qui parlent un dialecte (tableau 20). Il en résulte – à la différence du rapport de l'OCDE – que les élèves néerlandophones ayant passé le test en Communauté française et les élèves francophones fréquentant une école néerlandophone sont répertoriés dans la catégorie «autres». Le tableau 21 utilise la même procédure, mais intègre les dialectes dans la catégorie «langue du test». Cela signifie que les différents dialectes flamands sont intégrés à la «langue du test» en Communauté flamande, tout comme les dialectes wallons en Communauté française.

A la lecture du tableau 20, nous constatons que les élèves issus de l'immigration obtiennent systématiquement des résultats inférieurs aux élèves autochtones, même lorsqu'ils parlent la langue du test à la maison. Dans les deux Communautés, les scores des autochtones diffèrent significativement³⁷ de ceux obtenus par les élèves issus de l'immigration, et ce tant en mathématiques qu'en lecture. Cela signifie que ces écarts ne doivent pas totalement être imputés aux différences linguistiques et cela confirme aussi les constats du rapport précédent sur les données PISA 2003. De plus, comme précédemment, les élèves autochtones qui parlent à la maison une langue différente de celle du test ont des scores significativement supérieurs aux élèves immigrés qui sont dans le même cas³⁸. En Communauté flamande aussi, ils obtiennent des scores moyens significativement plus élevés que les élèves de la deuxième génération, tant en mathématiques qu'en lecture³⁹.

35 En Belgique, il s'agit donc du néerlandais, du français ou de l'allemand, y compris les dialectes qui en dérivent.

36 Il s'agit donc du néerlandais lorsque l'élève se trouve dans une école flamande et du français pour les élèves qui fréquentent une école francophone.

37 Si ce ne l'est pas à un niveau de 0.05, c'est significatif à un niveau de 0.10.

38 Excepté en Communauté française dans le domaine de la lecture où la différence n'est pas statistiquement significative à cause des erreurs types importantes.

39 Par contre, en Communauté française, à cause des erreurs types importantes, il n'y a pas de différence significative entre les scores en mathématiques et en lecture des autochtones et des élèves de la deuxième génération qui ne parlent pas le français à la maison. La tendance va néanmoins dans la même direction: les élèves autochtones obtiennent des scores plus élevés.

Tableau 20. Résultats moyens en mathématiques et en lecture selon l'origine des élèves et la langue parlée à la maison en Communauté française et en Communauté flamande

MATHS	Communauté française		Communauté flamande	
	Langue du test	Autre	Langue du test	Autre
Autochtones	515,793 (SE=4,73)	469,451 (SE=17,075)	554,759 (SE=3,347)	555,182 (SE=5,36)
2e génération	465,047 (SE=10,658)	444,62 (SE=15,326)	524,669 (SE=16,329)	458,009 (SE=13,984)
Immigrés	421,931 (SE=15,208)	406,777 (SE=18,381)	495,178 (SE=13,78)	445,178 (SE=16,065)
LECTURE	Communauté française		Communauté flamande	
	Langue du test	Autre	Langue du test	Autre
Autochtones	496,433 (SE=4,864)	436,795 (SE=18,825)	534,66 (SE=3,594)	534,057 (SE=6,048)
2e génération	471,244 (SE=10,204)	415,024 (SE=12,711)	499,931 (SE=18,711)	398,766 (SE=17,401)
Immigrés	422,784 (SE=13,353)	396,840 (SE=18,283)	474,594 (SE=13,532)	414,421 (SE=20,509)

En outre, en mathématiques comme en lecture, les autochtones francophones pratiquant le français à la maison ont des résultats significativement supérieurs à ceux de leurs homologues qui parlent une autre langue. À l'inverse, en Communauté flamande, les scores sont presque identiques entre les autochtones parlant le néerlandais à domicile et ceux pratiquant une autre langue.

De plus, en Communauté française, les résultats en mathématiques et en lecture ne présentent pas de différence significative entre les élèves immigrés parlant ou non le français à la maison. Les élèves de la deuxième génération, eux, obtiennent des résultats significativement supérieurs en lecture lorsqu'ils parlent la langue du test à la maison (mais la différence n'est pas significative pour les mathématiques). En ce qui concerne la Communauté flamande, le constat est différent car, pour les immigrés comme pour les élèves de deuxième génération, tant en mathématiques qu'en lecture, les scores sont significativement supérieurs lorsque l'élève parle le néerlandais à la maison. Nous constatons dès lors, comme lors du précédent rapport, que l'impact de la langue parlée à la maison est plus important en Communauté flamande pour les élèves issus de l'immigration.

Nous avons déjà suggéré (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007) plusieurs hypothèses pour expliquer l'impact différentiel de la langue parlée à la maison pour les élèves issus de l'immigration dans les deux communautés linguistiques. Reprenons ces hypothèses. Tout d'abord, le français est plus largement utilisé dans les médias télévisuels en Communauté française que ne l'est le néerlandais en Communauté flamande: ainsi, la plupart des films, téléfilms et séries sont doublés en français sur les chaînes francophones alors que le sous-titrage est nettement plus fréquent en Flandre. Cette dernière pratique a sans doute des effets positifs quant à la maîtrise d'autres langues (Ginsburgh & Weber, 2006), mais la conséquence en est également que l'audience est moins exposée au néerlandais. On pourrait donc en déduire que les élèves issus de l'immigration sont davantage en contact avec le français en Belgique francophone (ce qui facilite leur apprentissage du français) qu'avec

le néerlandais en Flandre (ce qui entrave leur apprentissage du néerlandais). Deuxièmement, le néerlandais standardisé est une langue relativement moins présente dans la vie quotidienne que le français standardisé: l'utilisation des dialectes flamands est plus répandue que celle des dialectes wallons en Communauté française. L'accoutumance à une langue peut se faire plus difficilement pour des personnes issues de l'immigration si celle-ci est plus changeante dans les interactions quotidiennes (ce qui est davantage le cas en Flandre qu'en Belgique francophone). Enfin, une partie non négligeable des personnes issues de l'immigration provient de pays où le français est usuellement parlé (Maghreb, Afrique sub-saharienne), ce qui pourrait expliquer une plus grande proximité avec cette langue qu'avec le néerlandais – mais cette hypothèse ne pourrait s'appliquer qu'à une frange limitée de la population d'origine étrangère.

Tableau 21. Résultats moyens des élèves en mathématiques et en lecture selon l'origine et la langue parlée à la maison (en incluant le dialecte dans la catégorie « langue du test »)

MATHS	Communauté française		Communauté flamande	
	Langue du test plus dialecte	Autre	Langue du test plus dialecte	Autre
Autochtones	515,597 (SE=4,745)	469,222 (SE=16,19)	556,544 (SE=3,351)	504,522 (SE=13,773)
2e génération	465,047 (SE=10,658)	444,62 (SE=15,326)	523,256 (SE=16,136)	458,218 (SE=14,083)
Immigrés	421,931 (SE=15,208)	406,777 (SE=18,381)	497,011 (SE=13,507)	438,571 (SE=16,471)
LECTURE	Communauté française		Communauté flamande	
	Langue du test plus dialecte	Autre	Langue du test plus dialecte	Autre
Autochtones	496,19 (SE=4,895)	436,103 (SE=19,817)	536,28 (SE=3,647)	482,406 (SE=14,976)
2e génération	471,244 (SE=10,204)	415,024 (SE=12,711)	498,185 (SE=18,512)	398,883 (SE=17,499)
Immigrés	422,784 (SE=13,353)	396,84 (SE=18,283)	476,912 (SE=13,187)	406,036 (SE=21,72)

Le tableau 21 inclut, dans la catégorie des élèves parlant la langue du test à la maison, ceux qui utilisent un dialecte. La tendance globale reste néanmoins inchangée: en ce qui concerne les élèves issus de l'immigration, les constats sont presque identiques à ceux du tableau précédent. En Communauté flamande, cependant, l'introduction des dialectes flamands dans la catégorie 'langue du test' rend, tant en mathématiques qu'en lecture, la différence de résultats significative entre les élèves autochtones parlant le néerlandais (ou un dialecte flamand) et ceux pratiquant une autre langue à la maison. En comparant les tableaux 20 et 21, nous constatons que les résultats des élèves qui parlent à la maison le néerlandais ou un dialecte flamand se sont maintenus. Par contre, les performances des élèves autochtones de la catégorie 'autres langues' sont moins bonnes. Ces éléments tendent à suggérer que la pratique d'un dialecte n'altère pas les compétences en mathématiques et en lecture. Ajoutons à cela que la variable du dialecte influe davantage sur les résultats de la Communauté flamande car, selon les données PISA, l'utilisation d'un dialecte est beaucoup plus répandue chez les élèves flamands que chez leurs homologues francophones.

La troisième variable socio-démographique que nous analyserons ici est le type d'enseignement (tableau 22). Nous distinguons à cet égard l'enseignement général et l'enseignement qualifiant (qui englobe à la fois l'enseignement technique et l'enseignement professionnel). Le constat est sans appel: tant en mathématiques qu'en lecture, toutes origines confondues et dans les deux Communautés, les élèves fréquentant l'enseignement général ont des résultats significativement supérieurs à ceux des élèves inscrits dans l'enseignement qualifiant. Le type d'enseignement est donc, comme déjà souligné lors du précédent rapport, un réel facteur de différenciation des performances.

Tableau 22. Résultats moyens des élèves en mathématiques et en lecture selon l'origine et le type d'enseignement en Communauté française et en Communauté flamande

MATHS	Communauté française		Communauté flamande	
	Général	Qualifiant	Général	Qualifiant
Autochtones	552,35 (SE=4,211)	434,969 (SE=6,819)	607,319 (SE=2,833)	500,990 (SE=4,676)
2e génération	485,201 (SE=7,597)	375,029 (SE=22,187)	522,999 (SE=17,723)	437,305 (SE=12,585)
Immigrés	454,446 (SE=9,149)	369,214 (SE=14,18)	513,232 (SE=13,875)	425,347 (SE=17,518)
LECTURE	Communauté française		Communauté flamande	
	Général	Qualifiant	Général	Qualifiant
Autochtones	532,085 (SE=4,37)	415,203 (SE=7,303)	589,001 (SE=2,893)	478,796 (SE=5,709)
2e génération	474,433 (SE=9,059)	377,072 (SE=15,76)	489,2 (SE=20,836)	385,587 (SE=14,687)
Immigrés	443,869 (SE=10,675)	372,044 (SE=10,389)	498,185 (SE=16,029)	396,876 (SE=15,335)

Un autre constat peut être fait dans les deux Communautés linguistiques: au sein du même type d'enseignement, les différences entre les élèves autochtones et les deux catégories d'élèves issus de l'immigration sont significatives, en mathématiques comme en lecture. Par ailleurs, les élèves de la deuxième génération fréquentant l'enseignement général en Communauté française obtiennent des résultats significativement supérieurs aux élèves immigrés inscrits dans le même type d'enseignement. Mais les différences de résultats entre ces deux catégories d'élèves ne sont pas significatives en Communauté flamande, pas plus – et cela dans les deux Communautés – que les différences de résultats entre les deux catégories d'élèves issus de l'immigration qui fréquentent un enseignement qualifiant.

Nous devons malheureusement confirmer le constat établi lors de l'analyse des résultats de PISA 2003: en Communauté française, les élèves issus de l'immigration qui fréquentent l'enseignement qualifiant n'atteignent pas, en moyenne, le seuil critique des 420 points en mathématiques. En ce qui concerne la lecture, le constat est encore plus alarmant car, pour les deux Communautés linguistiques, tant les élèves immigrés que ceux de la deuxième génération n'atteignent pas en moyenne le niveau 2 (fixé à 407 points) lorsqu'ils se trouvent dans l'enseignement qualifiant.

Tableau 23. Résultats moyens des élèves en mathématiques selon l'origine et le statut socio-économique des parents en Communauté française et en Communauté flamande

	COMMUNAUTE FRANCAISE			
	White collar high skilled	White collar low skilled	Blue collar high skilled	Blue collar low skilled
Autochtones	542,848 (SE=4,792)	485,567 (SE=8,407)	456,923 (SE=7,558)	438,547 (SE=9,343)
2e génération	459,9 (SE=22,22)	466,803 (SE=9,893)	416,628 (SE=16,623)	432,558 (SE=16,133)
Immigrés	433,658 (SE=10,851)	400,658 (SE=18,778)	408,425 (SE=29,543)	410,842 (SE=19,14)
	COMMUNAUTE FLAMANDE			
	White collar high skilled	White collar low skilled	Blue collar high skilled	Blue collar low skilled
Autochtones	579,627 (SE=3,228)	530,239 (SE=4,289)	511,316 (SE=6,184)	489,526 (SE=6,318)
2e génération	521,921 (SE=22,59)	462,196 (SE=14,79)	458,581 (SE=21,491)	461,766 (SE=19,202)
Immigrés	503,982 (SE=15,26)	442,731 (SE=17,293)	440,017 (SE=12,187)	406,028 (SE=29,624)

Pour terminer cette section, il nous reste à examiner le lien avec la position socio-économique des parents. Nous avons déjà signalé la corrélation importante entre le statut économique des parents et les résultats des élèves en mathématiques, en lecture et en sciences: plus le niveau socio-économique s'élève, plus ces résultats s'améliorent.

Or, on sait que les élèves issus de l'immigration se trouvent généralement dans une situation socio-économique défavorisée (Van Robaey et al., 2007). Cet élément est dès lors l'un des principaux facteurs qui influencent les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration. Mais suffit-il à tout expliquer, comme certains auteurs le soutiennent (Hirtt, 2006)? Analysons au tableau 23 l'influence de la profession exercée par les parents sur la réussite scolaire de l'enfant.

Ce tableau nous apprend que les enfants d'employés («White collar») réalisent un score systématiquement supérieur aux enfants d'ouvriers («Blue collar»). De plus, toutes catégories professionnelles confondues, les élèves autochtones réussissent mieux dans les deux Communautés linguistiques que ceux issus de l'immigration. Mais en Communauté française, seuls les élèves autochtones dont les parents sont des «cols blancs» hautement qualifiés ont un score significativement supérieur aux élèves de la deuxième génération et aux élèves immigrés dont les parents appartiennent à la même catégorie professionnelle. Pour les enfants autochtones dont les parents sont des «cols blancs peu qualifiés», la différence n'est significative que par rapport aux enfants immigrés (et pas à ceux de la deuxième génération) qui ont le même statut. En Communauté flamande, lorsque l'on compare les résultats obtenus entre les élèves autochtones et les deux catégories

d'élèves issus de l'immigration, toutes les différences de scores sont significatives, sauf celle entre les élèves autochtones et ceux de la deuxième génération dont les parents appartiennent à la catégorie professionnelle des « cols bleus peu qualifiés ».

Il ressort de ces constats que les différences de scores ne sont pas uniquement imputables à des caractéristiques socio-économiques telles que la profession des parents. Nous allons dès lors compléter cette analyse par une régression linéaire multiple afin de cerner l'influence des différentes variables précitées sur la réussite scolaire.

Dans le précédent rapport (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007), nous avons démontré que contrôler l'effet de plusieurs variables indépendantes liées à la position socio-économique ne fait toujours pas disparaître totalement les écarts entre les élèves autochtones et les élèves issus de l'immigration. Cet écart diminue de façon considérable, mais reste toutefois présent. La langue parlée à la maison joue également un rôle déterminant dans la prédiction des performances des élèves issus de l'immigration. Pourtant, en utilisant les méthodes de calcul appropriées, même en neutralisant à la fois la position socio-économique et la langue parlée à la maison, nous avons dû constater qu'une partie des écarts subsistaient. Ce constat a également été fait dans plusieurs autres pays (OCDE, 2006) et a été confirmé, en ce qui concerne la Belgique, dans la littérature scientifique internationale (Levels & Dronkers, 2008).

L'origine de cet écart n'est pas liée à des problèmes de motivation des élèves issus de l'immigration. Comme c'était déjà le cas dans PISA 2003, ces élèves sont aussi motivés – voire plus – et attachent autant d'importance à l'école que les élèves autochtones (OECD, 2007: 180). Nous n'avons aucune raison de supposer que les réponses aux questions sur la motivation ne sont pas sincères en ce qui concerne les élèves immigrés (Downey, 2008). Qu'est-ce qui explique alors la persistance de l'écart?

Dans la littérature internationale (notamment Levels, Dronkers & Kraaykamp, 2008), il est signalé que le pays d'origine des parents des élèves semble jouer un rôle au-delà des caractéristiques socio-démographiques individuelles. Une analyse des données PISA concernant les élèves immigrés (comparés aux autres élèves) de treize pays occidentaux démontre que les élèves dont les parents sont issus de pays plus pauvres et de pays politiquement moins stables présentent des performances plus faibles (en contrôlant entre autres leur position socio-économique). Selon ces auteurs, ceci résulterait de l'importance des obstacles qu'ils doivent surmonter au cours du processus d'intégration dans leur nouveau pays. Levels et al. (2008) avancent également l'hypothèse d'une différence dans les cadres de référence relatifs aux performances scolaires à réaliser. Les auteurs ne peuvent cependant pas prouver la validité de ces interprétations. Le constat que les élèves issus de l'immigration sont autant – voire dans certains cas encore plus – motivés que les élèves autochtones est d'ailleurs contradictoire avec la dernière hypothèse.

Nous avons nous-mêmes mis en avant la ségrégation scolaire, l'effet Pygmalion⁴⁰ et la discrimination comme autres facteurs explicatifs pour comprendre le contexte belge (Jacobs, Hanquinet & Rea, 2007). Ces phénomènes pourraient d'ailleurs expliquer assez facilement pourquoi Levels et al. (2008) ont trouvé que les élèves immigrés originaires des pays les plus pauvres du monde réalisent les scores les plus faibles. Quoiqu'il en soit, force est de constater que, dans l'analyse des données PISA 2003, les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration étaient bien présents et qu'ils ne pouvaient pas totalement être attribués à des différences socio-économiques. En conséquence, nous avons défendu la position selon laquelle il faut

⁴⁰ L'effet Pygmalion est une prophétie auto-réalisatrice: l'enseignant établit des hypothèses sur le devenir scolaire d'un élève et contribue inconsciemment à les voir effectivement se réaliser (par exemple, en traitant l'élève différemment par rapport aux autres élèves).

développer des politiques ciblées vis-à-vis les élèves issus de l'immigration, en complément à une stratégie générale de renforcement de la démocratisation de l'enseignement. Est-ce que les constats de nos analyses effectuées sur la base des données de PISA 2003 s'appliquent toujours aux données de PISA 2006? Pour répondre à cette question, nous répétons l'exercice de l'analyse de régression multiple sur les nouvelles données de PISA 2006.

5. Y A-T-IL VRAIMENT DES DIFFÉRENCES SELON LA SITUATION MIGRATOIRE ? ANALYSE MULTIVARIÉE POUR LES MATHÉMATIQUES

Les variables dont nous venons de discuter ne sont pas 'orthogonales': elles sont associées. Il existe, par exemple, des liens entre le statut socioprofessionnel des parents et le type d'enseignement choisi par l'enfant à cause d'un processus sociologique de détermination sociale de l'orientation scolaire (Duru-Bellat & Van Zanten, 2002; Duru-Bellat, 2003; Jacobs & Rea, 2007). Dans une régression linéaire multiple – comme dans une analyse de variance multiple – on peut examiner l'effet d'une série de variables indépendantes (par exemple, situation migratoire, statut socio-économique, type d'enseignement, etc.) sur une variable dépendante (ici: les résultats en mathématiques) en neutralisant l'effet des autres variables indépendantes dans le modèle.

Nous procédons ici en utilisant une régression hiérarchique (ou séquentielle): les variables indépendantes sont intégrées dans le modèle dans un ordre que nous déterminons selon un raisonnement théorique préétabli (Tabachnick & Fidell, 2007: 146). Dans un premier modèle, nous introduisons la situation migratoire (des «dummies») indiquant si une personne est un élève de la deuxième génération (ou pas) ou un élève immigré (ou pas). Ensuite nous ajoutons d'autres variables dans les modèles suivants, en examinant dans quelle mesure elles ajoutent à la prédiction de la variable dépendante (les résultats en mathématiques), au-delà des variables déjà intégrées dans l'équation. Nous cherchons à vérifier si les variables concernant l'origine gardent ou non un effet statistiquement significatif sur les résultats en mathématiques lorsque l'on contrôle les effets des autres variables indépendantes introduites dans le modèle de régression. En d'autres termes, nous essayons de faire diminuer les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration en introduisant des variables (potentiellement) 'médiatrices' (Baron & Kenny, 1986) entre la situation migratoire et les scores aux épreuves PISA. Nous formulons l'hypothèse que la position socio-économique des parents, la langue parlée à la maison et l'orientation scolaire sont de telles variables médiatrices. Dans le cas d'une médiation totale, elles peuvent faire disparaître entièrement l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration (et le coefficient de régression des «dummies» concernant la situation migratoire deviendra non significatif). En cas de médiation partielle, elles aideront à faire diminuer l'importance des coefficients de régression liés à l'origine (Frazier et alii, 2004).

Les coefficients de régression (les «B») dans les tableaux suivants présentent chaque fois la pente de la ligne de régression quand toutes les autres variables indépendantes (déjà introduites dans le modèle) sont maintenues constantes. Ils indiquent l'influence de la variable indépendante sur la variable dépendante, compte tenu de l'influence d'autres variables indépendantes. En premier lieu, attardons-nous sur les cinq modèles analysés pour la Flandre (tableaux 24 et 25).

Le premier modèle (tableau 24) analyse l'effet de la situation migratoire sur les résultats en mathématiques sans prendre en compte aucune autre variable. L'analyse est faite en prenant la catégorie «autochtones» comme variable de référence. On remarque que le fait d'appartenir à la deuxième génération ou d'être immigré exerce un impact négatif sur les résultats en mathématiques en Flandre – ce qui avait déjà été établi au tableau 6: en moyenne, un élève de la deuxième génération a 69,62 points de moins dans les épreuves de mathématiques qu'un élève autochtone alors qu'un élève immigré a 75,35 points de moins⁴¹. Les variables «situation migratoire d'un élève» expliquent 3% de la variance totale des scores en mathématiques pour tous les élèves.

Tableau 24. Modèles de régression linéaire pour les mathématiques en Flandre (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-69,62	13,32	-37,32	12,66	-34,82	13,01	-3,12	12,45
Immigrés (réf. Autochtones)	-75,35	10,51	-75,19	10,80	-72,22	10,87	-51,51	11,64
Éducation parents			10,55	0,70	5,78	0,83	5,72	0,85
Profession parents					1,48	0,12	1,48	0,12
Langue du test (ou dialecte)							50,54	9,18
R ²	0.03		0.13		0.18		0.20	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le deuxième modèle prend également en compte le niveau d'instruction des parents (en fonction du nombre d'années d'études) et explique 13% de la variance totale des résultats en mathématiques. L'influence de cette variable est très importante: pour une année d'études supplémentaire des parents, on constate une augmentation de 10,55 points en mathématiques pour l'enfant. Ainsi, plus les parents ont un niveau d'études élevé, plus leurs enfants réalisent un bon résultat en mathématiques. Si on prend en considération le niveau d'instruction des parents et si on le garde constant, les élèves de la deuxième génération ont 37,32 points de moins en mathématiques que les élèves autochtones. De la même façon, les élèves immigrés font un score inférieur de 75,19 points par rapport au résultat des élèves autochtones. L'intégration de la variable 'niveau d'instruction des parents' permet donc de réduire de 32,30 points l'effet d'appartenance à la deuxième génération alors qu'il ne diminue pas l'effet d'appartenance à la première génération. Autrement dit, le niveau d'éducation des parents explique une très grande partie de l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de la deuxième génération, mais n'explique pas la différence entre les élèves immigrés (de la première génération) et les élèves autochtones.

⁴¹ A noter que nous avons utilisé la procédure de «list case deletion» pour les valeurs manquantes. Tous les cas pour lesquels nous manquions de données concernant une des variables à introduire dans un des cinq modèles ont été supprimés. Ceci explique la différence avec les données présentées au tableau 6 et les écarts mentionnés dans le deuxième chapitre.

Dans le troisième modèle, nous avons ajouté la profession des parents, un autre indicateur du statut socio-économique. Celle-ci exerce également un effet positif important et significatif sur les résultats en mathématiques (on observe une augmentation de 1,48 points en mathématiques par niveau professionnel des parents⁴²). Le modèle explique à présent 18 % de la variance totale de la variable dépendante. On sera attentif au fait que les effets des variables liées à l'origine ne diminuent que faiblement. La faiblesse relative de l'impact de la profession des parents sur les écarts est due au fait que la profession des parents est en grande partie liée au niveau d'instruction des parents, qui est déjà intégré dans le modèle. Après avoir tenu compte de variables relatives au statut socio-économique, la situation migratoire joue donc toujours un rôle (-34,82 pour la deuxième génération et -72,22 pour les élèves immigrés).

Une autre variable susceptible d'exercer une influence sur les résultats en mathématiques – et qui est sans doute également à l'origine des écarts entre les élèves autochtones et les élèves issus de l'immigration – est la langue parlée à la maison⁴³ (modèle 4). On peut constater que cette variable a un certain effet positif (50,54 points supplémentaires en mathématiques si l'on parle la langue ou le dialecte de la région). On observera avec intérêt que les effets des variables liées à l'origine ont nettement diminué. Le fait d'appartenir à la deuxième génération est même devenu non significatif⁴⁴. En Communauté flamande, on peut donc entièrement expliquer l'écart entre la deuxième génération et les autochtones en utilisant les variables socio-économiques (le niveau d'éducation et professionnel des parents) et la langue parlée à la maison. Néanmoins, en contrôlant ces mêmes variables, l'effet d'appartenance à la première génération reste non négligeable (-51,5 points) et statistiquement significatif. La variance totale expliquée est de 20 %. Elle n'a pas beaucoup augmenté du fait que l'influence de la langue est déjà présente dans les variables de l'origine.

Le dernier et cinquième modèle (présenté au tableau 25) considère l'effet que peut avoir l'enseignement qualifiant par rapport à l'enseignement général. L'enseignement qualifiant exerce un impact très négatif sur le niveau en mathématiques (-86,50). Il permet par ailleurs de faire monter la variance expliquée à 39 %. Cependant, l'effet d'appartenance à la première génération reste très important (-46,90). Ceci indique qu'il y a un écart entre élèves autochtones et de première génération tant dans l'enseignement qualifiant que dans l'enseignement général. L'écart entre les élèves de deuxième génération et les élèves autochtones reste non significatif du point de vue statistique (mais augmente néanmoins).

De ces cinq modèles, on peut conclure qu'en Flandre, l'impact de l'appartenance à la première génération n'est pas complètement absorbé par le statut socio-économique, ni d'ailleurs par la langue parlée à la maison, deux facteurs très souvent cités pour expliquer les différences entre les élèves issus de l'immigration et les élèves autochtones. En ce qui concerne les performances en mathématiques, il y a bel et bien, entre les élèves autochtones et ceux de la première génération, une différence qui dépasse les dissemblances socio-économiques.

42 Cette variable prend des valeurs de 16 à 90.

43 Comme précédemment, nous avons fait le choix d'utiliser une variable qui fait la distinction entre, d'une part, ceux qui parlent à la maison la langue du test ou un dialecte proche de cette langue et, d'autre part, ceux qui ne parlent pas cette langue ou ce dialecte à la maison.

44 Quand nous construisons un intervalle de confiance (de 95%) autour du coefficient de régression (pour ce faire, nous devons ajouter et soustraire une valeur qui correspond à 1,96 fois l'erreur-type), cet intervalle ne peut pas comprendre la valeur zéro. Lorsque c'est néanmoins le cas, comme ici, nous devons garder l'hypothèse nulle (qui dit que le coefficient de régression est égal à zéro). Dans ces cas, on dit que l'effet n'est pas statistiquement significatif (Tabachnick & Fidell, 2007: 150).

Tableau 25. Modèles de régression linéaire pour les mathématiques en Flandre, PISA 2006 (suite)

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-12,23	10.73
Immigrés (réf. autochtone)	-46,90	10.35
Éducation parents (PARED)	2,70	0,72
Profession parents (HISEI)	0,79	0,11
Langue du test (ou dialecte)	50,30	7,43
Enseignement qualifiant (réf. général)	-86,50	4,63
R²	0.39	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Par ailleurs, la comparaison avec les résultats des analyses de PISA 2003 révèle une donnée frappante: l'effet de la variable 'deuxième génération' s'est très fortement réduit (de -44,86 en 2003 à -12,23 en 2006, un écart qui n'est d'ailleurs plus significatif du point de vue statistique). Ceci signifie que les inégalités de performances entre élèves autochtones et élèves de deuxième génération sont dues de manière moins importante au statut d'origine per se, mais peuvent être presque totalement expliquées par des variables telles que la langue parlée à la maison et la situation socio-économique de la famille.

Regardons maintenant, à titre de comparaison, ce qui se passe en Communauté française (tableaux 26 et 27). Les cinq mêmes modèles sont testés suivant la même logique d'interprétation: nous n'allons donc pas tout répéter en détail. Le premier modèle nous indique, comme nous le savons déjà, que les deux variables liées à l'origine exercent un impact négatif sur les résultats en mathématiques et que le fait d'être un «nouvel arrivant» est plus préjudiciable que le fait d'appartenir à la deuxième génération (-93,02 points pour les immigrants par rapport aux autochtones et -59,73 points pour les élèves de la deuxième génération). La variance expliquée par ce modèle est de 10%.

Le deuxième modèle prend en compte le niveau d'instruction des parents (valeur – significative – de 6,98 points par année d'études supplémentaire). Comparée aux résultats obtenus avec les données de 2003, cette variable ne réduit plus de manière importante l'impact des variables liées à l'origine: alors qu'en 2003 l'éducation des parents réduisait de moitié l'effet de la variable «deuxième génération» et de 20 points l'effet de la variable «première génération», elle ne diminue plus ces deux variables que de 10 points en 2006. Ce modèle explique 14% de la variance.

Le troisième modèle inclut la profession des parents. Comme en Communauté flamande, celle-ci exerce un effet significatif: elle induit une légère baisse des variables liées à l'origine et une diminution drastique de la variable «éducation des parents», qui devient non significative. Ce modèle explique jusqu'à 18% des différences entre élèves.

Dans le quatrième modèle, nous considérons en outre la langue (ou le dialecte) parlée à la maison. Cette variable a un impact non significatif sur les performances en mathématiques. Ceci veut dire qu'en Communauté française, il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les performances en mathématiques d'un élève qui parle le français (ou un dialecte proche) à la maison et un élève qui ne le parle pas. Ce n'est pas le cas en Flandre, où un élève réussit statistiquement mieux s'il parle à la maison la langue ou un dialecte de la région. Ceci est cohérent avec ce que nous avons déjà dit sur l'impact de la langue selon les Communautés: le fait de parler une autre langue que la langue officielle de la Communauté (ou un dialecte proche) entrave moins les résultats des élèves en Communauté française. Nous avons déjà avancé plusieurs hypothèses pour expliquer cette différence entre Communautés. Ceci étant dit, on remarque également que les variables qui ont trait à l'origine baissent encore légèrement. La variable 'immigrés' semble néanmoins conserver un effet propre plus marqué que la variable 'deuxième génération' après l'introduction dans le modèle des variables relatives à l'éducation et à la profession des parents (variables socio-économiques) et à la langue parlée à la maison.

Tableau 26. Modèles de régression linéaire pour les mathématiques en Communauté française (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-59,73	12,43	-48,45	10,50	-40,10	10,66	-37,35	9,13
Immigrés (réf. autochtones)	-93,02	9,33	-82,53	9,76	-75,25	7,78	-72,20	8,26
Éducation parents			6,98	1,21	1,85	1,47	1,79	1,44
Profession parents					1,92	0,21	1,92	0,21
Langue du test (ou dialecte)							8,30	9,85
R²	0.10		0.14		0.24		0.24	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Nous ajoutons au dernier modèle la variable relative au type d'enseignement, qualifiant ou général (tableau 27). Comme en Flandre, cette variable exerce un effet négatif important (-92,30) et augmente sensiblement la variance expliquée (42%). Les deux variables liées à l'origine restent significatives. Le niveau d'éducation des parents reste non significatif et diminue fortement.

La conclusion générale de l'analyse multivariée est donc similaire pour tous les élèves issus de l'immigration en Communauté française et pour les immigrés de la première génération en Communauté flamande: à la base des écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration, il y a d'autres facteurs en jeu que les facteurs socio-économiques et la langue parlée à la maison. Mais ce n'est pas le cas pour les élèves de la deuxième génération en Communauté flamande: les écarts peuvent presque entièrement s'expliquer par la position socio-économique des parents et la langue parlée à la maison.

Tableau 27. Modèles de régression linéaire pour les mathématiques en Communauté française (PISA 2006), suite

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-42,21	8,05
Immigrés (réf. autochtone)	-55,69	8,24
Éducation parents (PARED)	0,81	1,18
Profession parents (HISEI)	1,13	0,21
Langue du test (ou dialecte)	27,26	8,09
Enseignement qualifiant (réf. général)	-92,30	6,62
R²	0.42	

Signalons que nous arrivons aux mêmes conclusions (suite aux résultats similaires dans nos modèles de régression) si nous utilisons dans nos calculs l'indice du statut socio-économique⁴⁵ au lieu des variables mesurant directement le niveau d'éducation et le statut professionnel des parents⁴⁶.

⁴⁵ Comme nous l'avons déjà signalé, l'indice du statut socio-économique (ESCS) est dérivé des trois variables indicatrices de l'origine sociale familiale: (1) l'indice du niveau de formation le plus élevé des deux parents, converti en années d'études, (2) l'indice du statut professionnel le plus élevé des deux parents et (3) l'indice du patrimoine culturel familial (voir OECD, 2007: 333). Il s'agit d'une variable construite à partir d'un facteur latent qui condense ce que ces trois indices ont en commun.

⁴⁶ Voici les coefficients de régression (après contrôle pour ESCS, langue parlée à la maison et orientation scolaire) en Communauté flamande et en Communauté française en mathématiques: -11,440 (SE=10,56) pour les élèves de deuxième génération en Flandre, -46,512 (SE=10,3) pour les élèves immigrés en Flandre, -40,243 (SE=7,89) pour les élèves de deuxième génération en Belgique francophone et -52,188 (SE=8,44) pour les élèves immigrés en Belgique francophone. Les tendances sont donc similaires à celles observées dans les modèles pour lesquels nous avons utilisé PARED (niveau d'éducation des parents) et HISEI (statut professionnel des parents) au lieu de la variable ESCS (l'indice du statut socio-économique).

6. ANALYSE MULTIVARIÉE POUR LES SCIENCES

Répétons le même exercice d'analyse multivariée pour les sciences, en commençant par la Communauté flamande. Dans les grandes lignes, les constats pour les mathématiques se vérifient également pour les sciences. Le premier modèle nous indique que les deux variables liées à l'origine ont un impact négatif sur les résultats en sciences (variance expliquée 4%), mais dans ce cas-ci les élèves de la deuxième génération ont des résultats plus faibles (-86 points) que les élèves immigrés (-57 points). Le deuxième modèle prend en compte le niveau d'instruction des parents (10,55 points par année d'études supplémentaire) et explique 14% de la variance. Pour les élèves immigrés, le coefficient reste identique (-57 points). Si on prend en considération le niveau d'instruction des parents – en gardant ce niveau constant – les élèves de la deuxième génération ont cependant 53,68 points de moins en mathématiques que les élèves autochtones. Autrement dit, le niveau d'éducation des parents explique une grande partie de l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de la deuxième génération. Par contre, le niveau d'éducation des parents n'explique pas la différence entre les élèves immigrés (de la première génération) et les autochtones.

Tableau 28. Modèles de régression linéaire pour les sciences en Flandre (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-85,972	12,73	-53,68	11,866	-51,12	11,853	-17,303	10,673
Immigrés (réf. autochtones)	-57,344	10,982	-57,18	10,840	-54,14	10,621	-32,041	10,115
Éducation parents			10,55	0,625	5,661	0,751	5,594	0,773
Profession parents					1,517	0,122	1,521	0,121
Langue du test (ou dialecte)							53,932	7,983
R ²	0.04		0.14		0.20		0.22	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le troisième modèle inclut la profession des parents. Ce modèle explique jusqu'à 20 % des différences entre élèves. L'inclusion de la profession des parents induit une légère baisse des variables liées à l'origine (après contrôle du niveau d'éducation des parents). Dans le quatrième modèle, nous considérons en outre la langue (ou le dialecte) parlée à la maison. Cette variable exerce un impact important sur les performances en sciences (54 points supplémentaires si l'on parle la langue du test à la maison) en Communauté flamande. Les effets des variables liées à l'origine ont nettement diminué. Le fait d'appartenir à la deuxième génération est même devenu non significatif. En Communauté flamande, on peut donc entièrement expliquer l'écart entre la deuxième génération et les autochtones par les variables socio-économiques (le niveau d'éducation et professionnel des parents) et la langue parlée à la maison. Néanmoins, en contrôlant ces mêmes variables, l'effet d'appartenance à la première génération reste non négligeable (-32 points) et statistiquement significatif. La variance totale expliquée est de 22 %. Elle n'a pas beaucoup augmenté étant donné que l'influence de la langue est déjà présente dans les variables de l'origine.

Tableau 29. Modèles de régression linéaire pour les sciences en Flandre, PISA 2006 (suite)

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-26,392	8,494
Immigrés (réf. autochtone)	-27,438	11,919
Éducation parents (PARED)	2,579	0,637
Profession parents (HISEI)	0,830	0,116
Langue du test (ou dialecte)	53,692	6,737
Enseignement qualifiant (réf. général)	-86,354	4,172
R²	0.43	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le cinquième et dernier modèle (présenté au tableau 29) considère l'effet que peut avoir l'enseignement qualifiant par rapport à l'enseignement général. L'enseignement qualifiant exerce une fois encore un impact très négatif sur le niveau en sciences (-86,354). Il permet, par ailleurs, de faire monter la variance expliquée à 43 %. Bien que l'écart entre élèves immigrés et élèves autochtones diminue quelque peu, l'effet d'appartenir à la première génération reste important (-27,4). En même temps, un écart réapparaît (-26,4) entre élèves autochtones et élèves de la deuxième génération. Ceci indique qu'il y a un écart entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration tant dans l'enseignement qualifiant que dans l'enseignement général (après contrôle des autres variables dans le modèle) en ce qui concerne les connaissances scientifiques.

Tout comme pour les résultats en mathématiques, on peut conclure, en ce qui concerne les performances en sciences, que la différence entre élèves autochtones et élèves de la première génération en Flandre dépasse les dissemblances socio-économiques. Les inégalités de performances entre autochtones et élèves de deuxième génération sont moins liées au statut d'origine per se, mais peuvent être presque entièrement expliquées par des variables telles que la langue parlée à la maison et la situation socio-économique de la famille. Néanmoins, une fois qu'on contrôle le type d'enseignement (qualifiant ou général), l'écart réapparaît.

Dans les tableaux 30 et 31, les cinq mêmes modèles sont testés pour les résultats en sciences, mais cette fois en Communauté française. Le premier modèle nous enseigne que les deux variables liées à l'origine ont un impact négatif sur les résultats en sciences: -83,38 points pour les élèves immigrés et -52,8 pour la deuxième génération. La variance expliquée par ce modèle est de 8%.

Tableau 30. Modèles de régression linéaire pour les sciences en Communauté française (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-52,80	10,326	-41,50	9,262	-33,28	8,731	-29,02	8,563
Immigrés (réf. autochtones)	-83,38	8,078	-72,86	7,148	-65,71	9,074	-60,975	8,711
Éducation parents			6,996	0,953	1,953	0,851	1,862	0,85
Profession parents					1,893	0,172	1,888	0,172
Langue du test (ou dialecte)							12,889	7,910
R²	0.08		0.12		0.22		0.22	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le deuxième modèle prend en compte le niveau d'instruction des parents (environ 7 points ajoutés par année d'études supplémentaire). Comme c'était le cas pour les mathématiques, cette variable ne provoque qu'une légère diminution des écarts (environ 10 points) entre les élèves autochtones et les élèves immigrés. Ce modèle explique 12% de la variance.

Le troisième modèle inclut la profession des parents. De même qu'en Flandre, cette variable produit un effet significatif: elle induit une baisse des variables liées à l'origine, mais les écarts restent néanmoins importants. Ce modèle explique jusqu'à 22% des différences entre élèves.

Dans le quatrième modèle, nous considérons en outre la langue (ou la variante dialectale) parlée à la maison. Cette variable exerce un impact (direct) non significatif sur les performances en sciences, comme nous l'avons également observé pour les mathématiques, mais les écarts continuent à diminuer. Le modèle reste à 22% de variance expliquée.

Dans le dernier modèle, nous ajoutons la variable relative au type d'enseignement (tableau 31). Cette variable exerce un effet négatif important (-87,8) et augmente considérablement la variance expliquée (39%). Les deux variables liées à l'origine restent significatives. A présent, en contrôlant la variable relative au type d'enseignement, l'effet de la langue parlée à la maison devient plus important (31 points).

Tableau 31. Modèles de régression linéaire pour les sciences en Communauté française (PISA 2006), suite

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-33,642	7,595
Immigrés (réf. autochtone)	-45,268	10,756
Éducation parents (PARED)	0,930	0,692
Profession parents (HISEI)	1,131	0,163
Langue du test (ou dialecte)	31,271	8,535
Enseignement qualifiant (réf. général)	-87,809	5,784
R²	0.39	

Quelles sont nos conclusions en ce qui concerne les sciences? En Communauté française pour tous les élèves issus de l'immigration et en Communauté flamande pour les immigrés de première génération, la conclusion générale de l'analyse multivariée est similaire: les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration ne sont pas seulement dus aux facteurs socio-économiques et à la langue parlée à la maison. En revanche, ceux-ci permettent d'expliquer en grande partie – voire presque entièrement – les écarts par rapport à la deuxième génération en Communauté flamande⁴⁷.

Comme précédemment, nous arrivons aux mêmes conclusions (à cause des résultats similaires dans nos modèles de régression) si nous utilisons l'indice du statut socio-économique (ESCS) dans nos calculs au lieu des variables mesurant directement le niveau d'éducation et le statut professionnel des parents⁴⁸.

⁴⁷ Comme nous l'avons vu, on peut expliquer entièrement l'écart à l'aide de la position socio-économique des parents et de la langue parlée à la maison, bien que l'écart réapparaisse si on prend également en compte l'orientation scolaire.

⁴⁸ Voici les coefficients de régression (après contrôle pour ESCS, langue parlée à la maison et orientation scolaire) en Communauté flamande et en Communauté française pour les sciences: -26,115 (SE=8,49) pour les élèves de deuxième génération en Flandre, -27,138 (SE=11,8) pour les élèves immigrés en Flandre, -31,657 (SE=7,68) pour les élèves de deuxième génération en Belgique francophone et -41,731 (SE=9,66) pour les élèves immigrés en Belgique francophone. Les tendances sont donc similaires à celles observées dans les modèles dans lesquels nous avons utilisé PARED (niveau d'éducation des parents) et HISEI (statut professionnel des parents) au lieu de la variable ESCS (l'indice du statut socio-économique).

7. ANALYSE MULTIVARIÉE POUR LA LECTURE

Il nous reste à effectuer cette analyse multivariée pour les épreuves de compréhension de l'écrit, en commençant une fois encore par la Communauté flamande (tableau 32). Le premier modèle montre que les deux variables liées à l'origine ont un impact négatif sur les résultats en lecture (variance expliquée 4%). Les élèves de la deuxième génération présentent des résultats plus faibles (-97 points) que les élèves immigrés (-77 points). Le deuxième modèle prend en compte le niveau d'instruction des parents (10,62 points par année d'études supplémentaire) et explique 13 % de la variance. Pour les élèves immigrés, le coefficient reste stable (-77 points). Quand on prend en compte le niveau d'instruction des parents et qu'on garde celui-ci constant, les élèves de la deuxième génération obtiennent cependant 64,7 points de moins en lecture que les élèves autochtones. Autrement dit, le niveau d'éducation des parents explique une grande partie de l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de la deuxième génération, mais il n'explique pas la différence entre les autochtones et les élèves

Tableau 32. Modèles de régression linéaire pour la lecture en Flandre (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-97,210	15,866	-64,702	14,652	-62,303	14,849	-25,202	14,438
Immigrés (réf. autochtones)	-77,368	10,394	-77,203	10,841	-74,358	10,418	-50,11	11,883
Éducation parents			10,619	0,879	6,039	1,104	5,966	1,126
Profession parents					1,422	0,147	1,426	0,145
Langue du test (ou dialecte)							59,163	10,785
R ²	0.04		0.13		0.18		0.19	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le troisième modèle inclut la profession des parents. Ce modèle explique jusqu'à 18% des différences entre élèves. L'inclusion de la profession des parents induit une légère baisse des variables liées à l'origine (après contrôle pour le niveau d'éducation des parents). Dans le quatrième modèle, nous ajoutons la langue (ou le dialecte) parlée à la maison. En Communauté flamande, cette variable a un impact important sur les performances en sciences (59 points supplémentaires si la langue du test est parlée à la maison). Les effets des variables liées à l'origine ont nettement diminué. L'effet d'appartenance à la deuxième génération est même devenu non significatif⁴⁹. On peut donc

⁴⁹ Ce qui veut dire qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle que le coefficient de régression est en réalité égal à zéro (la valeur calculée de -25,202 peut être le fruit du hasard lié à l'échantillonnage).

entièrement expliquer l'écart entre la deuxième génération et les autochtones, en Communauté flamande, en recourant aux variables socio-économiques (le niveau d'éducation et la profession des parents) et la langue parlée à la maison. Néanmoins, en contrôlant ces mêmes variables, l'effet d'appartenance à la première génération reste non négligeable (-50 points) et statistiquement significatif. La variance totale expliquée est de 19%. Elle n'a pas beaucoup augmenté étant donné que l'influence de la langue est déjà présente dans les variables de l'origine.

Tableau 33. Modèles de régression linéaire pour la lecture en Flandre, PISA 2006 (suite)

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-34,814	12,086
Immigrés (réf. autochtone)	-45,243	9,467
Éducation parents (PARED)	2,777	0,966
Profession parents (HISEI)	0,695	0,145
Langue du test (ou dialecte)	58,91	9,721
Enseignement qualifiant (réf. général)	-91,324	5,479
R²	0.39	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Le cinquième et dernier modèle (présenté au tableau 33) considère l'effet qu'exerce l'enseignement qualifiant par rapport à l'enseignement général. L'enseignement qualifiant a de nouveau un impact très négatif sur le niveau en sciences (-91 points). Il permet de faire monter la variance expliquée à 39%. Bien que l'écart entre élèves immigrés et élèves autochtones diminue quelque peu, l'effet d'appartenance à la première génération reste sensiblement important (-45,2). En même temps, l'écart entre élèves autochtones et élèves de la deuxième génération réapparaît (-34,814). Ceci indique qu'en ce qui concerne la compréhension de l'écrit, il y a un écart entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration, tant dans l'enseignement qualifiant que dans l'enseignement général (après contrôle des autres variables dans le modèle)⁵⁰.

On peut à nouveau conclure qu'en Flandre, la différence entre les élèves autochtones et les élèves de la première génération en ce qui concerne les performances en lecture dépasse les dissemblances socio-économiques. Les inégalités de performance entre autochtones et élèves de la deuxième génération, elles, sont dues

⁵⁰ Le fait que l'écart avec la deuxième génération réapparaisse dans le modèle cinq peut être expliqué par une série d'éléments. Bien que l'interaction ne soit pas significative du point de vue statistique, il semble qu'il y ait une interaction positive entre les variables 'élève de la deuxième génération' et 'enseignement qualifiant'. Dans ce cas-ci, cela veut dire que la différence entre les élèves de la deuxième génération et les élèves autochtones qui se trouvent dans l'enseignement général est plus prononcée que la différence entre les élèves de la deuxième génération et les élèves autochtones qui se trouvent dans l'enseignement qualifiant, après contrôle des autres variables dans le modèle. Ceci provoque l'augmentation du coefficient de régression des élèves de la deuxième génération après contrôle du type d'enseignement (général ou qualifiant) dans le modèle 5. Le coefficient était moins important (et non significatif) dans le modèle 4 parce que le poids des élèves de la deuxième génération qui se trouvent dans l'enseignement qualifiant est plus important dans l'estimation du coefficient que le poids des élèves de la deuxième génération qui se trouvent dans l'enseignement général. Toutefois, les faibles effectifs des élèves de la deuxième génération posent problème quant à la robustesse des analyses: il convient donc d'être prudent au sujet de l'interprétation.

de manière moins importante au statut d'origine per se, mais peuvent être expliquées presque entièrement par des variables telles que la langue parlée à la maison et la situation socio-économique de la famille. Néanmoins, une fois qu'on contrôle le type d'enseignement (qualifiant ou général), l'écart réapparaît.

Examinons à présent les résultats pour la Communauté française (tableaux 34 et 35), à l'aide des cinq mêmes modèles. Le premier nous enseigne que les deux variables liées à l'origine ont un impact négatif sur les résultats en sciences: -76,5 points pour les élèves immigrés et -45 points pour ceux de la deuxième génération. La variance expliquée par ce modèle est de 6%.

Le deuxième modèle prend en compte le niveau d'instruction des parents (5,4 points ajoutés par année d'études supplémentaire). Comme c'était le cas pour les mathématiques et les sciences, cette variable n'entraîne qu'une légère diminution des écarts (entre 8 et 10 points) entre les élèves autochtones et les élèves issus de l'immigration. Ce modèle explique 9% de la variance.

Le troisième modèle inclut la profession des parents, avec, comme en Communauté flamande, un effet significatif: une baisse des variables liées à l'origine. Cependant, les écarts restent importants. Avec ce modèle, on peut expliquer jusqu'à 18% des différences entre élèves.

Dans le quatrième modèle, nous considérons la langue (ou le dialecte) parlée à la maison. Cette variable a un impact (direct) significatif sur les performances en lecture, à l'encontre des constats qui ont été faits pour les mathématiques et les sciences. Les écarts continuent à diminuer. Le modèle ne dépasse pas 19% de variance expliquée.

L'adjonction dans le dernier modèle de la variable relative au type d'enseignement (tableau 35) entraîne un effet négatif important (-90,9) et augmente considérablement la variance expliquée (36%). Les deux variables liées à l'origine restent significatives. En contrôlant la variable 'type d'enseignement', l'effet de la langue parlée à la maison redevient plus important (47 points).

Tableau 34. Modèles de régression linéaire pour la lecture en Communauté française (PISA 2006)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
2e génération	-45,036	11,177	-36,287	10,546	-27,801	10,264	-18,459	8,943
Immigrés (réf. autochtones)	-76,522	9,334	-68,379	9,507	-60,984	8,127	-50,628	8,184
Éducation parents			5,414	1,060	0,202	1,108	0,003	1,082
Profession parents					1,956	0,175	1,945	0,178
Langue du test (ou dialecte)							28,212	9,602
R²	0.06		0.09		0.18		0.19	

Si la valeur de B est en **gras**, elle est significative.

Quelles conclusions pouvons-nous tirer en ce qui concerne la lecture? En Communauté française pour tous les élèves issus de l'immigration et en Communauté flamande pour les seuls immigrés de la première génération, la conclusion générale de l'analyse multivariée est similaire: les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration peuvent s'expliquer par d'autres facteurs que les facteurs socio-économiques et la langue parlée à la maison. Pour ce qui est de la deuxième génération en Communauté flamande, la position socio-économique des parents et la langue parlée à la maison permettent d'expliquer en grande partie – voire presque entièrement – les écarts observés⁵¹. Une fois encore, nous arrivons aux mêmes conclusions (à cause des résultats similaires dans nos modèles de régression) si nous utilisons l'indice du statut socio-économique (ESCS) dans nos calculs au lieu des variables mesurant directement le niveau d'éducation et le statut professionnel des parents⁵².

Tableau 35. Modèles de régression linéaire pour la lecture en Communauté française (PISA 2006), suite

	Modèle 5	
	B	SE
2e génération (réf. autochtone)	-23,245	7,871
Immigrés (réf. autochtone)	-34,369	8,708
Éducation parents (PARED)	-0,963	0,884
Profession parents (HISEI)	1,161	0,156
Langue du test (ou dialecte)	47,241	8,861
Enseignement qualifiant (réf. général)	-90,898	7,573
R²	0.36	

51 Comme nous l'avons vu, on peut expliquer entièrement l'écart à l'aide de la position socio-économique des parents et de la langue parlée à la maison (étant donné que le coefficient de régression n'est plus statistiquement significatif après l'introduction de ces variables indépendantes), bien que l'écart réapparaisse si on prend également en compte l'orientation scolaire.

52 Voici les coefficients de régression (après contrôle pour ESCS, langue parlée à la maison et orientation scolaire) en Communauté flamande et en Communauté française pour la lecture: -34,612 (SE=12,1) pour les élèves de deuxième génération en Flandre, -44,798 (SE=9,29) pour les élèves immigrés en Flandre, -20,829 (SE=7,87) pour les élèves de deuxième génération en Belgique francophone et -30,586 (SE=8,89) pour les élèves immigrés en Belgique francophone. Les tendances sont donc similaires à celles observées dans les modèles dans lesquels nous avons utilisé PARED (niveau d'éducation des parents) et HISEI (statut professionnel des parents) au lieu de la variable ESCS (l'indice du statut socio-économique).

8. LE PROBLÈME DE LA SÉGRÉGATION SCOLAIRE

Dans les pays où la ségrégation scolaire est forte, les acquis des élèves sont davantage marqués par leur origine sociale que dans les pays où il y a davantage d'hétérogénéité sociale dans les écoles (Duru-Bellat et alii, 2004). Il n'est un secret pour personne que le système scolaire belge se caractérise par une ségrégation très importante, tant du côté néerlandophone que du côté francophone. À la ségrégation liée à la classe sociale à laquelle appartiennent les parents s'ajoute de plus en plus une ségrégation ethnique liée à l'origine nationale des parents. Ce dernier phénomène est surtout le résultat d'un processus de désertion de certaines écoles urbaines de la part des élèves 'belgo-belges'. Un tel processus s'observe aussi dans d'autres pays qui présentent un système scolaire similaire. Mais la ségrégation ethnique recouvre largement la ségrégation socio-économique, particulièrement dans les zones de concentration urbaine. Les récentes politiques d'inscription dans les écoles s'efforcent de pallier ce problème, mais dans le contexte de la liberté de choix des parents et de leurs stratégies différentielles, elles ne rencontrent jusqu'ici qu'un succès limité.

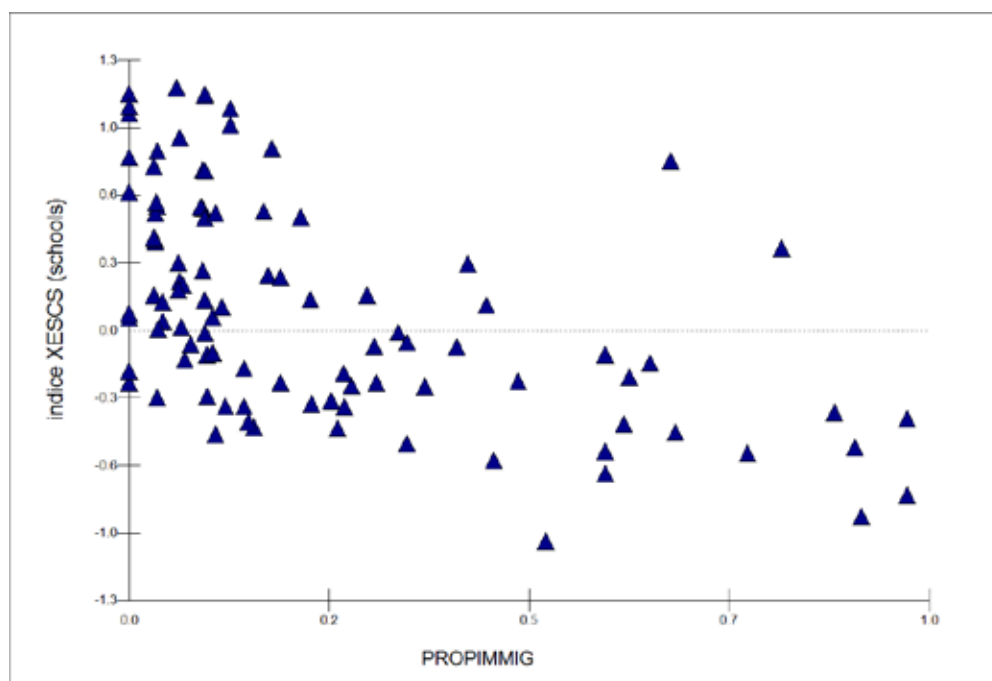
Après l'analyse des données PISA 2000, des chercheurs de l'ULg ont constaté que la Communauté française était, après la Pologne⁵³, «le système éducatif où le recrutement social des établissements a l'impact le plus marqué» (Lafontaine D. et al., 2003: 183). Ceci signifie, par exemple, qu'un enfant d'ouvriers aura plus de chance d'être performant en lecture s'il fréquente un établissement scolaire où le niveau économique moyen est supérieur à celui de ses parents. Si notre système scolaire n'est pas moins égalitaire que celui de nos voisins européens, il semble bien que «les écoles agissent chez nous comme des 'catalyseurs de différenciation sociale' qui exacerbent, par le biais des regroupements d'élèves, les effets des inégalités sociales de départ» (Lafontaine D. et al., 2003: 183). Cette donnée vient alimenter l'hypothèse de la forte différenciation du système scolaire belge en fonction des établissements.

Des hypothèses complémentaires peuvent donc être avancées par rapport aux constats établis dans ce rapport. Tout d'abord, une grande concentration d'élèves issus de l'immigration dans certaines écoles peut avoir un impact sur les scores des tests dans ces écoles. Ce phénomène a été rapporté dans plusieurs études internationales. Szulkin & Jonsson (2007) ont démontré que c'est surtout une concentration relativement élevée d'élèves issus de l'immigration qui exerce un impact négatif sur les performances, au-delà de l'influence d'autres variables. Selon ces auteurs, des politiques de déségrégation peuvent réduire les inégalités scolaires et rendre les écoles plus effi-

⁵³ Signalons qu'entre-temps la Pologne a entrepris une réforme importante de son système scolaire. En conséquence, la variance des performances entre écoles (dont une très grande partie était liée à l'utilisation d'un «modèle de ségrégation» entre filières) a fortement diminué en Pologne depuis PISA 2000 (OECD, 2007: 173). L'OCDE signale également que les performances des élèves les plus faibles se sont améliorées sans qu'il y ait eu d'effets négatifs pour les élèves les plus performants (OECD, 2007: 223).

caces. Nous partageons leur point de vue. À la suite d'une analyse des données de PISA 2003, Dronkers & Levels (2007) ont, quant à eux, souligné que la ségrégation scolaire socio-économique a un impact beaucoup plus négatif que la ségrégation scolaire ethnique. En Belgique, les deux formes de ségrégation scolaire sont d'ailleurs fortement corrélées⁵⁴.

Figure 14. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté française et proportion d'élèves issus de l'immigration (première et deuxième génération) par école



A l'aide des données PISA, nous pouvons étudier certains aspects de la problématique de l'absence d'une mixité sociale et ethnique. Il est indéniable qu'en Belgique, les élèves issus de l'immigration fréquentent plus souvent des écoles qui ont une composition socio-économique défavorisée (OECD, 2007: 180). Ceci est visible dans les scatterplots basés sur les données PISA 2006 des figures 14 et 15. Chaque triangle représente une école. L'axe vertical indique la valeur moyenne, sur l'indice socio-économique, de la population des élèves de l'école. L'axe horizontal indique le pourcentage d'élèves qui sont issus de l'immigration. Visiblement, les écoles qui connaissent une proportion plus importante d'élèves issus de l'immigration comptent également, dans la plupart des cas, une population qui a un statut socio-économique défavorisé⁵⁵.

Attardons-nous sur les autres caractéristiques de ces écoles. Les écoles fréquentées par les élèves issus de l'immigration sont, selon le rapport OCDE (2007), bien outillées⁵⁶: le problème de leurs faibles scores ne se situe donc pas à ce niveau-là. Les données PISA 2006 démontrent que ces écoles ont des ressources péda-

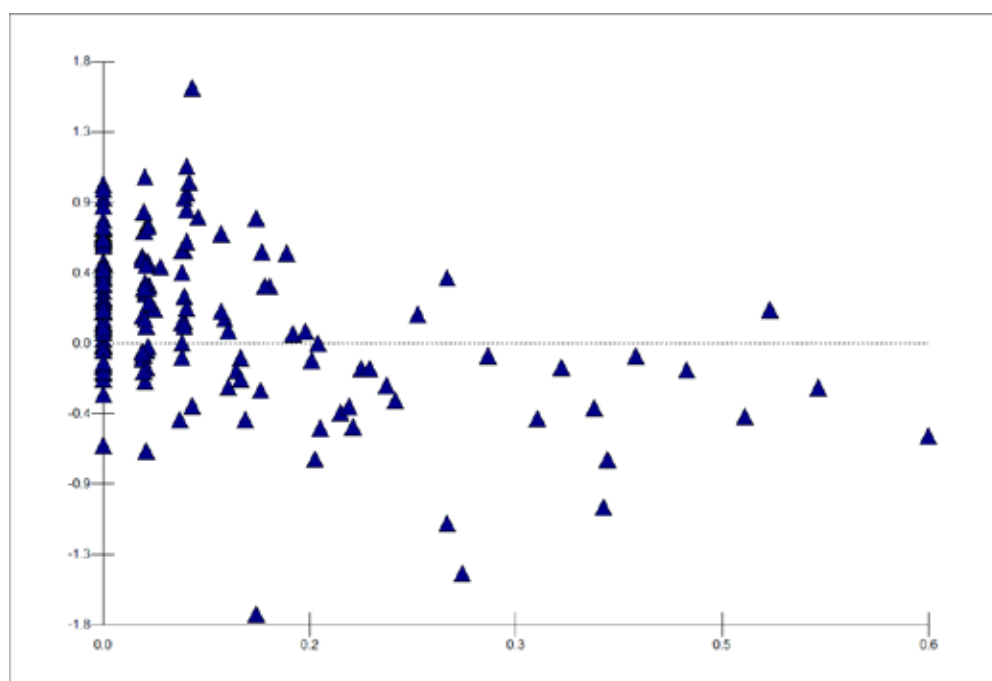
⁵⁴ L'indice du statut socio-économique moyen par école connaît une corrélation de -0.55 avec la proportion d'élèves issus de l'immigration par école en Communauté française, tandis qu'en Communauté flamande la corrélation est de -0.48. Etant donné que la corrélation est importante, il devient difficile de distinguer les deux phénomènes dans des analyses multi-niveaux.

⁵⁵ Signalons qu'on peut observer à la figure 14 que l'échantillon des écoles de la Communauté française contient un nombre d'écoles qui ont une proportion extrêmement élevée d'élèves issus de l'immigration (70% et plus) tandis qu'en Communauté flamande, la concentration maximale d'élèves issus de l'immigration dans une même école est de 60% (figure 15).

⁵⁶ Il s'agit d'un indice des ressources éducatives de l'école (manuels, ordinateurs, internet, logiciel, matériel audio-visuel, etc.).

gogiques de même qualité que d'autres établissements (OECD, 2007: 180). Elles présentent même un ratio enseignants/élèves plus favorable. Néanmoins, comme en Allemagne, les élèves issus de l'immigration fréquentent plus souvent, en Belgique, des écoles où le directeur de l'établissement se plaint d'un manque de personnel qualifié pour des cours spécifiques (OECD, 2007: 180). Attirer et garder des enseignants qualifiés semble aussi être un défi très important. La composition de la population scolaire et celle du personnel enseignant qualifié semblent ainsi deux facteurs intimement liés.

Figure 15. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté flamande et proportion d'élèves issus de l'immigration (première et deuxième génération) par école



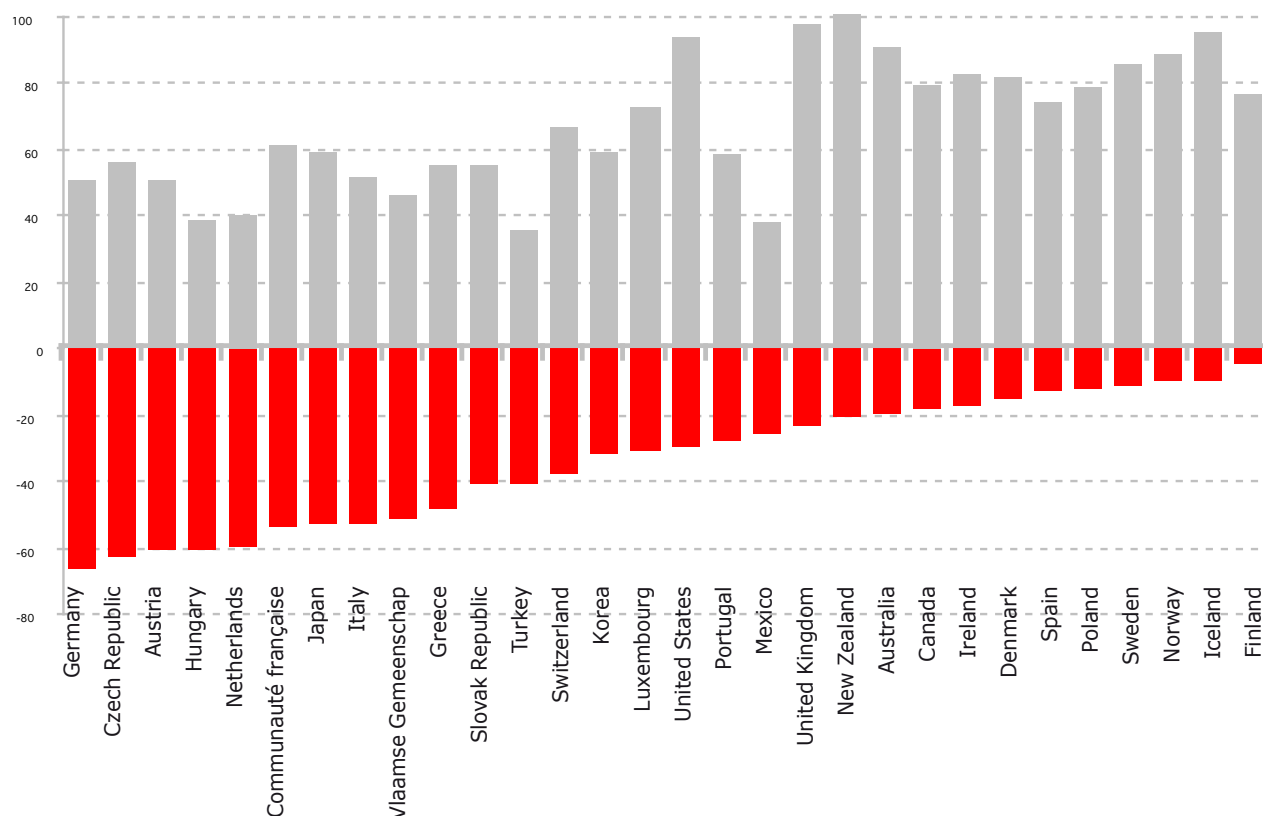
Selon nous, la ségrégation scolaire socio-économique et ethnique constitue l'un des éléments clés de la problématique de l'inégalité des chances en Belgique. Nous allons nous concentrer à présent sur cette problématique. Pour ce faire, nous allons d'abord aborder cette question à partir d'une démarche comparative internationale, en reprenant quelques interprétations sur la reproduction de l'inégalité sociale dans le système scolaire telles qu'elles sont présentées dans le premier chapitre.

La figure 16 représente, pour les sciences, la variance des performances des élèves entre les écoles et dans les écoles⁵⁷. Les performances ont été calculées à l'aide d'une procédure de décomposition de variance dans une analyse multi-niveaux (OECD, 2005; Gelman & Hill, 2007). Dans les pays nordiques qui ont un modèle d'intégration individualisé, il n'y a guère de différence entre les écoles. La variance entre élèves se situe plutôt au sein des écoles. En d'autres termes, il y a des élèves forts et faibles dans toutes les écoles des pays nordiques. Dans les pays qui possèdent un modèle de séparation, en revanche, il y a relativement moins de différences entre les élèves inscrits dans les mêmes écoles, mais la variance dans les scores des élèves entre les écoles est beaucoup plus grande. Autrement dit, les écoles ont un public plus homogène en termes de performances scolaires: la plupart des élèves qui fréquentent une même école ont des résultats similaires (soit faibles, soit

⁵⁷ La variance est exprimée ici comme le pourcentage de la variance moyenne dans les pays OCDE.

moyens, soit forts). Il y a donc des écoles avec 'élèves faibles', des écoles avec 'élèves moyens' et des écoles avec 'élèves forts' parce qu'il y a dans chaque école une concentration d'un même type d'élèves, du point de vue des performances.

Figure 16. Variance dans les performances (pour les sciences) entre les écoles (en rouge) et dans les écoles (en gris) dans une sélection de pays de l'OCDE (PISA 2006), exprimé comme un pourcentage de la variance moyenne dans les pays OCDE

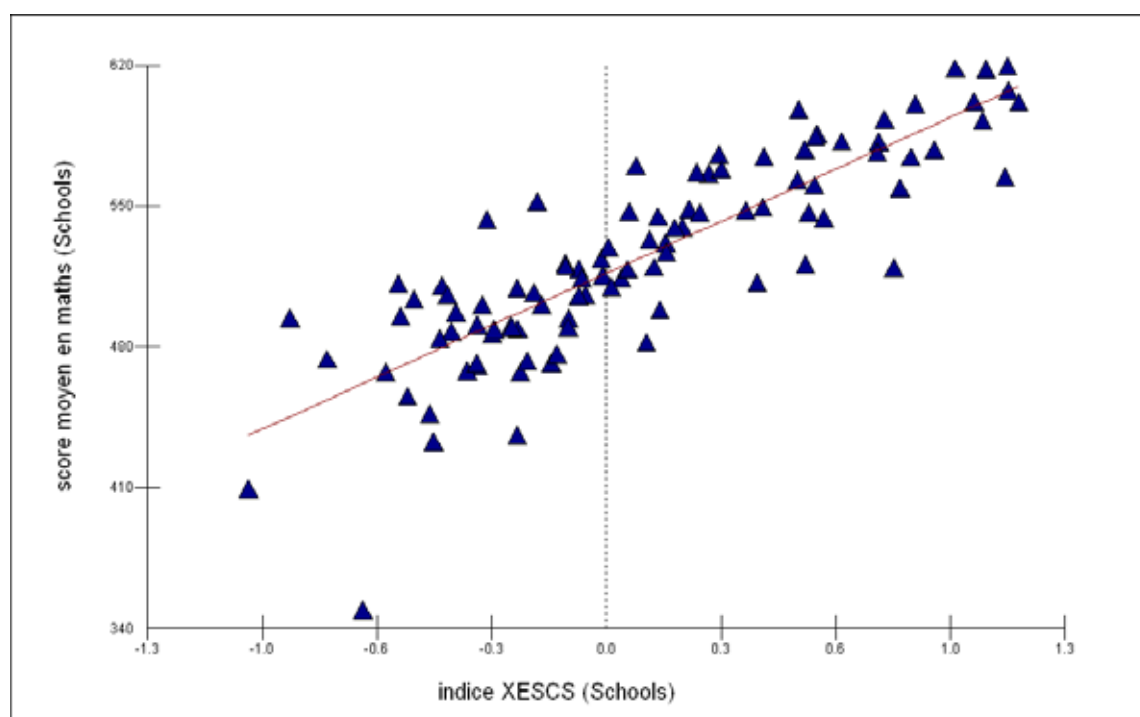


La figure 16 illustre ainsi les stratégies divergentes des différents systèmes d'enseignement pour gérer l'hétérogénéité des performances des élèves (Dupriez et al., 2008). Dans le modèle de séparation, on préfère orienter les élèves vers des filières spécifiques, en séparant les élèves selon leurs compétences. Par ailleurs, à l'intérieur des filières (enseignement général ou enseignement qualifiant), il peut aussi exister des distinctions entre écoles en raison du libre choix des parents ou des politiques d'inscription des écoles. Par contre, dans le modèle d'intégration individualisé, on préfère garder tous les élèves ensemble, sans les diriger vers des filières et des écoles spécifiques.

Le choix d'un modèle serait anodin si ce dernier avait un effet neutre sur l'hétérogénéité des performances scolaires. Dans un pays optant pour le modèle de séparation, on devrait alors trouver autant d'élèves appartenant aux classes sociales aisées et défavorisées dans les différentes filières et les différents types d'école. Cela indiquerait que les élèves seraient orientés uniquement sur la base de leurs performances scolaires. Force est toutefois de constater que cette neutralité du système est une illusion. En Belgique, les écoles qui réalisent de faibles niveaux de performances scolaires sont aussi celles où se concentrent, de manière disproportionnée,

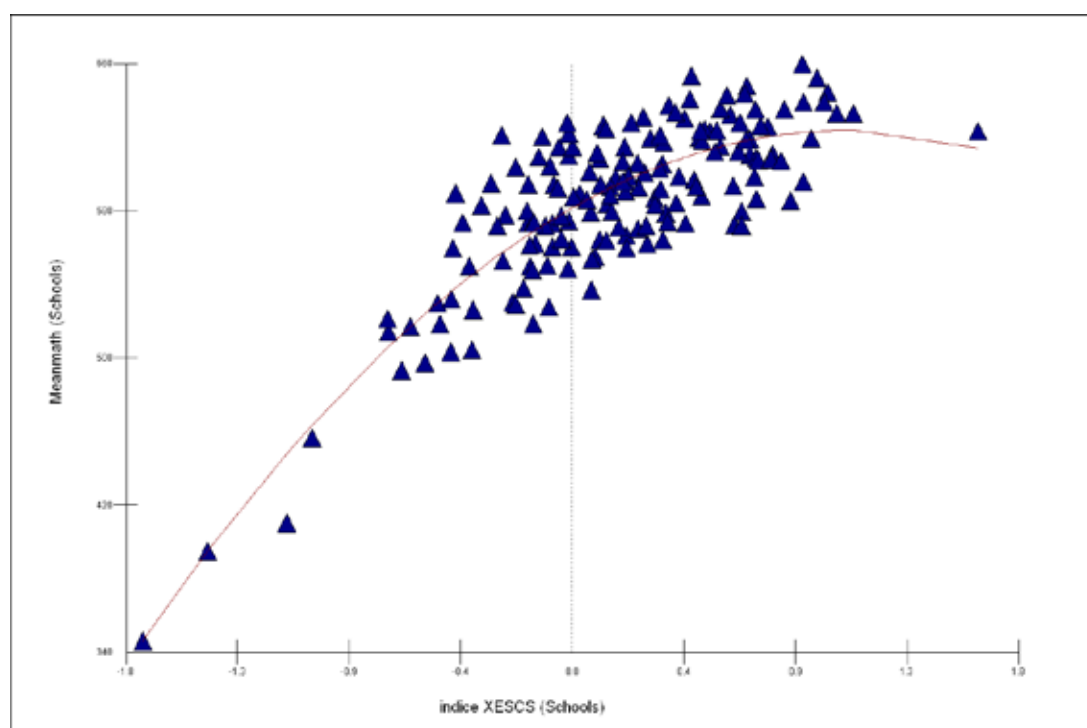
des enfants issus de classes sociales défavorisées. Ceci résulte, comme nous l'avons déjà signalé, des effets du modèle de séparation du système belge, dans lequel l'orientation scolaire précoce est fortement corrélée à l'appartenance sociale des familles. C'est aussi lié à un autre facteur que nous analyserons ultérieurement: les mécanismes sélectifs d'agrégation (rester entre familles de même niveau socio-économique) et de ségrégation (freiner l'accès à certains publics défavorisés), promus par ceux qui sont dotés du plus de capitaux économiques, sociaux et culturels.

Figure 17. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté française et performances moyennes en mathématiques par école



Nous pouvons facilement illustrer le lien problématique entre les caractéristiques socio-économiques de la population scolaire et les performances moyennes en mathématiques (par école) à l'aide de la figure 17 (Communauté française) et de la figure 18 (Communauté flamande). Chaque triangle représente une école. L'axe horizontal indique la valeur moyenne de la population d'élèves de l'école sur l'indice socio-économique. L'axe vertical indique le score moyen en mathématiques pour chaque école.

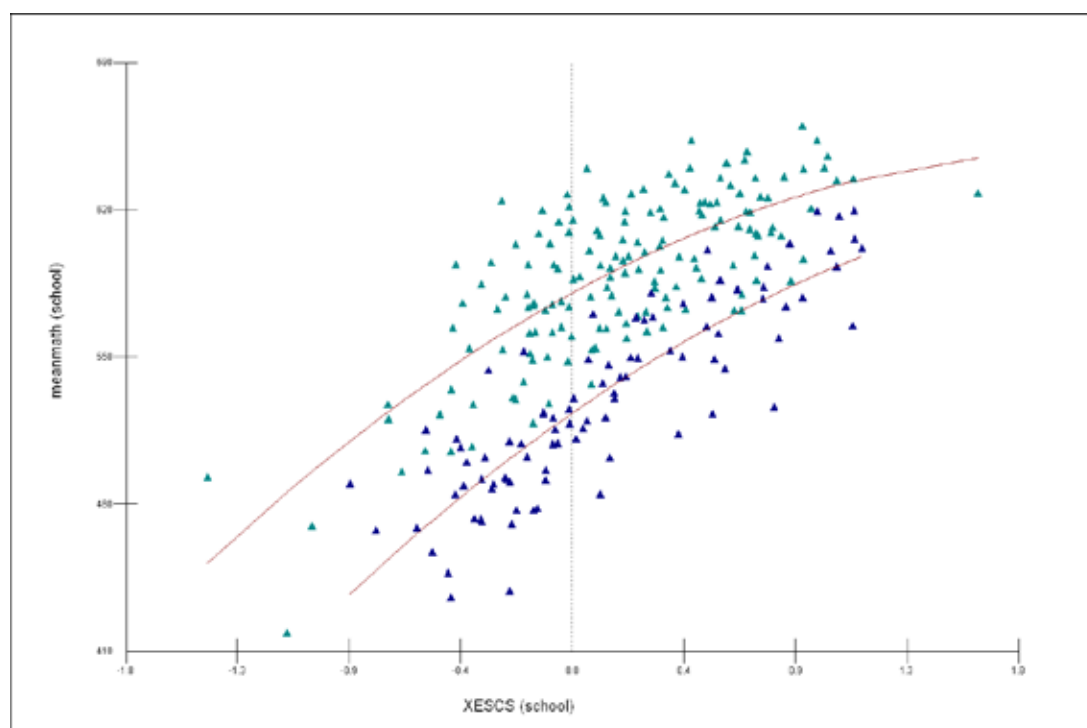
Figure 18. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté flamande et performances moyennes en mathématiques par école



On peut aisément observer que les écoles les moins bien positionnées sur l'axe de l'indice socio-économique réalisent des performances moyennes plus faibles en mathématiques que celles qui comptent un public plus aisé. Cette corrélation importante est liée aux effets pervers d'un modèle de séparation, pratiqué dans les deux Communautés linguistiques, dans lequel les enfants de milieux défavorisés sont trop rapidement orientés vers l'enseignement qualifiant. Mais vient s'ajouter à cela un processus supplémentaire, qui tient à la problématique de la ségrégation scolaire et que nous allons aborder par la suite. Notons en tout cas que la relation entre l'indice socio-économique moyen d'une école et son score moyen en mathématiques est linéaire en Communauté française (figure 17) mais curvilinéaire en Communauté flamande (figure 18). Ceci signifie qu'à partir d'un certain seuil, l'impact des caractéristiques socio-économiques de la population des élèves diminue fortement en Communauté flamande.

Une autre différence marquante oppose les figures 17 et 18: la plupart des écoles néerlandophones se concentrent en haut et à droite du graphique (là où l'indice socio-économique moyen est plus élevé). Par contre, les écoles francophones sont dispersées tout au long de la ligne de régression. La ségrégation scolaire socio-économique semble donc avoir un impact nettement plus important du côté francophone que du côté néerlandophone. Les résultats pour les deux Communautés sont regroupés à la figure 19 afin de faciliter la comparaison et d'observer les différences de performances scolaires.

Figure 19. Indice socio-économique moyen des écoles en Belgique et performances moyennes en mathématiques par école



Les analyses multi-niveaux, en essayant d'isoler l'impact de la fréquentation d'une école spécifique (en neutralisant l'impact de variables sociodémographiques au niveau de l'individu), démontrent qu'il y a également dans certains autres pays un effet propre lié à la composition de l'école: des élèves ayant des caractéristiques socio-démographiques similaires (notamment en ce qui concerne la position de classe) obtiennent, en moyenne, des résultats différents selon la composition de la population scolaire de l'école dans laquelle ils se trouvent. Bien qu'il ne s'agisse pas d'un processus déterministe mais d'une tendance probabiliste (le phénomène ne se manifeste pas pour tous les individus, mais se manifeste plus fréquemment dans un groupe particulier comparé à un autre groupe particulier), l'école fréquentée exerce un impact sur les performances scolaires en raison des caractéristiques des autres élèves qui la fréquentent. Expliquons cet effet de composition à l'aide d'un exemple concernant deux élèves hypothétiques qui sont caractérisés par une même position de classe sociale. Ils sont tous deux issus de la classe ouvrière, mais ils fréquentent deux écoles différentes: l'école A est caractérisée par une population homogène, avec une majorité d'élèves issus de la classe ouvrière; l'école B présente également une population très homogène, mais majoritairement composée d'élèves issus des classes sociales supérieures. Dans plusieurs pays, les analyses multi-niveaux démontrent que l'élève qui se trouve dans l'école B a une forte probabilité de réaliser un score supérieur à celui de l'élève qui se trouve dans l'école A. La Belgique est l'un des pays où ce phénomène se manifeste.

Mettons ce mécanisme à l'épreuve des données belges, avec les résultats d'un modèle de régression multi-niveaux dans lequel nous évaluons l'impact de l'indice socio-économique au niveau individuel, l'impact de l'indice socio-économique moyen au niveau de l'école et l'impact de l'interaction entre ces deux facteurs sur les performances en mathématiques des élèves pris individuellement⁵⁸. Le tableau 36 présente les résultats de cette régression multi-niveaux. Comment lire ce tableau ? La constante représente le score d'un élève qui se trouve dans une école avec un score moyen sur l'indice socio-économique et qui a lui-même également un profil socio-économique moyen. On pourrait imaginer qu'il s'agit d'un élève issu de la classe moyenne inscrit dans une école fréquentée principalement par d'autres élèves de la classe moyenne. Cet élève a, en mathématiques, un score de 518 points en Communauté flamande et de 475 points en Communauté française. Un élève qui est issu d'une famille plus aisée (c'est-à-dire quand on ajoute un point au score de l'indice socio-économique) aura un score un peu plus élevé en mathématiques (+19 points en Flandre, +16 points en Belgique francophone).

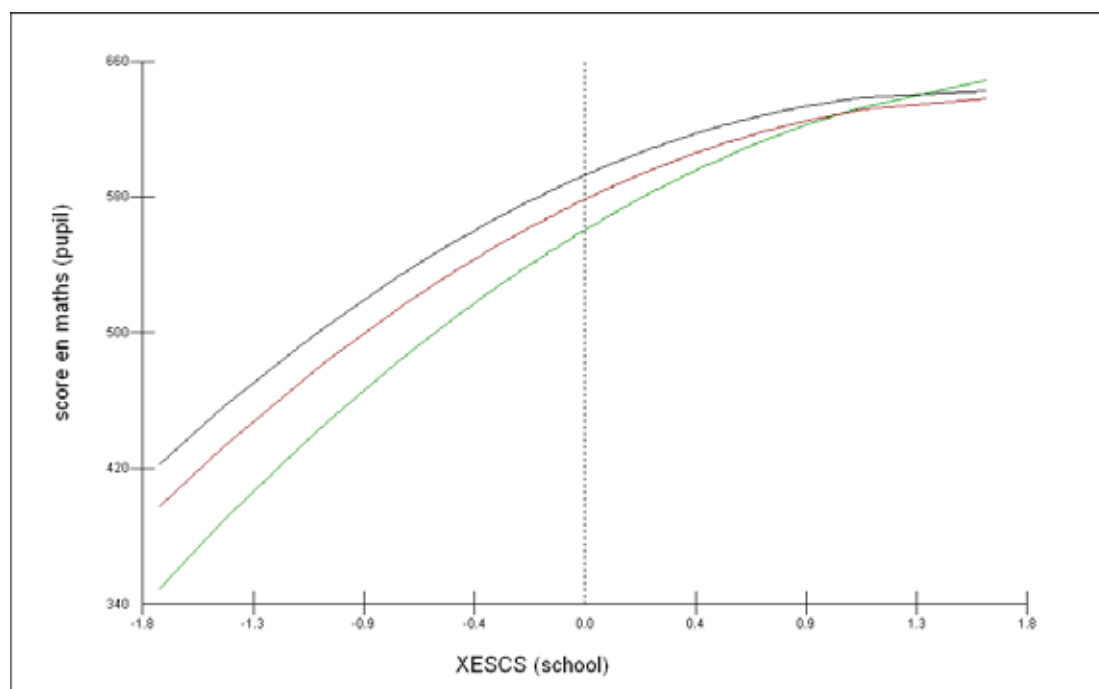
Tableau 36. Modèles de régression multi-niveaux pour les mathématiques en Communauté française et en Communauté flamande (PISA 2006)

	Communauté flamande	Communauté française
Constante	518,625 (SE 3,46)	475,260 (SE 4,242)
CESCS (indice socio-économique de l'individu)	19,489 (SE 1,232)	15,840 (SE 1,685)
XECSC (indice socio-économique de l'école)	117,632 (SE 6,523)	121,144 (SE 7,938)
CESCS*XESCS (effet d'interaction)	-9,637 (SE 2,445)	Non significatif
Variance au niveau individuel	1555,827 (SE 187,5)	1481 (SE 237,4)
Variance au niveau des écoles	3991,724 (SE 80,14)	4720,88 (SE 126,3)

Cependant, l'effet de la fréquentation d'une école spécifique est encore plus important: si l'élève fréquente une école qui se caractérise par un score moyen plus élevé de l'indice socio-économique, les résultats en mathématiques s'améliorent de façon beaucoup plus sensible (+117 points en Communauté flamande et +121 points en Communauté française). Il n'y a pas d'effet d'interaction à travers les niveaux d'analyse en Communauté française, mais il y a un effet d'interaction en Communauté flamande. Le signe négatif du coefficient de l'interaction (CESCS*XESCS) suggère qu'un élève de milieu défavorisé qui fréquente une école flamande où la plupart des élèves sont issus des classes sociales supérieures en bénéficiera plus qu'un élève de milieu favorisé. À l'inverse, un élève de milieu défavorisé inscrit dans une école défavorisée en subira plus les conséquences négatives qu'un élève de milieu favorisé. Ce phénomène ne semble pas se manifester en Communauté française: tout le monde y subit le même effet relatif à la composition scolaire.

⁵⁸ Nous avons utilisé le logiciel MLwiN (Rasbash, Steele, Browne & Goldstein, 2008) pour effectuer les analyses. Pour des raisons pragmatiques, contrairement aux analyses précédentes figurant dans ce rapport, nous n'avons pas effectué les calculs itératifs sur la base des 'valeurs plausibles' mais sur la base de la moyenne des valeurs plausibles. Ceci pourrait provoquer une sous-estimation des écarts-types des coefficients, mais n'influence pas les valeurs des coefficients eux-mêmes.

Figure 20. Impact de l'indice socio-économique moyen des écoles sur les performances individuelles en mathématiques en Communauté flamande selon le niveau socio-économique (défavorisé, moyen ou favorisé) des élèves

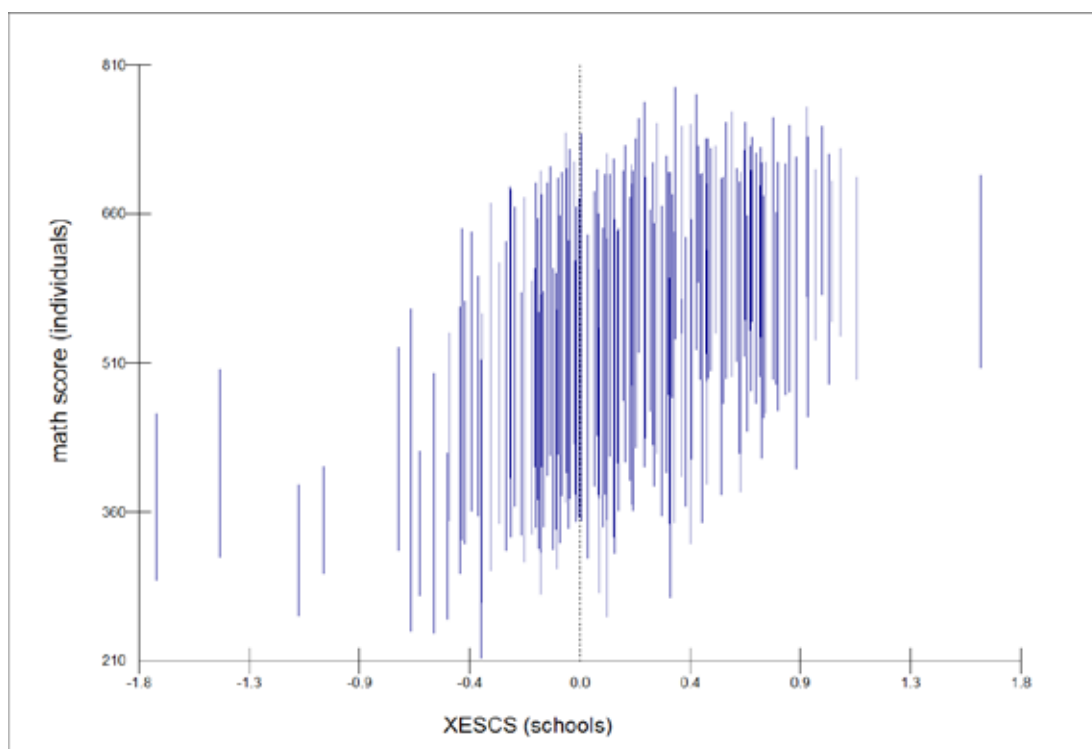


A l'aide de la figure 20, il est possible de visualiser le phénomène d'interaction qui est à l'œuvre en Communauté flamande. La figure est composée de trois lignes. La première ligne, qui part de la valeur 420, représente le score moyen des élèves issus d'une famille favorisée; la deuxième ligne représente les élèves issus d'une famille de classe moyenne; et la troisième, à partir de la valeur 340, représente les élèves issus d'une famille défavorisée. L'axe horizontal rapporte l'indice socio-économique de l'école où l'élève est inscrit tandis que l'axe vertical donne le score de l'élève en mathématiques. On observe que les résultats moyens en mathématiques s'améliorent sensiblement à mesure que l'élève fréquente une école dont le statut socio-économique moyen est plus aisé. C'est le cas pour chaque catégorie d'élèves: qu'ils soient issus d'un milieu défavorisé ou plus favorisé, ils bénéficient tous de la fréquentation d'une école ayant un profil socio-économique plus élevé. Notons aussi que les lignes se rapprochent avec l'élévation du profil socio-économique de l'école. Ceci signifie que l'écart des performances entre un jeune favorisé et un jeune défavorisé est moins grand dans les écoles qui ont un profil socio-économique élevé que dans les celles qui ont un statut socio-économique plus faible. Autrement dit, les élèves qui souffrent le plus de la ségrégation socio-économique scolaire sont les élèves défavorisés. Etant donné qu'en Flandre l'augmentation de l'indice socio-économique moyen de l'école ne joue plus un rôle crucial, à partir d'un certain seuil, dans la prédiction des performances en mathématiques, on peut soutenir que la mixité sociale est surtout bénéfique aux élèves défavorisés sans pour autant nuire aux performances et aux intérêts des élèves favorisés.

Insistons sur le fait que nous venons d'observer un impact probabiliste du statut socio-économique moyen de l'école sur les performances en mathématiques, et non un impact déterministe. Autrement dit, il s'agit d'un constat qui se vérifie tendanciellement sans pour autant pouvoir s'appliquer systématiquement à chaque école (ni d'ailleurs à chaque élève). Si une école est surtout fréquentée par une population d'élèves défavorisés, il y a une plus forte probabilité pour que les résultats en mathématiques soient faibles mais, il est important de le rappeler, ce n'est pas forcément le cas: il existe des écoles qui peuvent 'échapper' à cet impact probabiliste.

De même, le profil socio-économique élevé d'une école ne constitue pas une condition suffisante pour garantir des performances élevées. Nous l'avons déjà observé à la figure 19, mais on peut aussi le démontrer avec une visualisation alternative. Dans les figures 21 et 22, l'axe horizontal représente l'indice socio-économique moyen de l'école et l'axe vertical les scores en mathématiques. Chaque ligne verticale représente l'écart entre l'élève le plus fort et l'élève le plus faible au sein d'une même école.

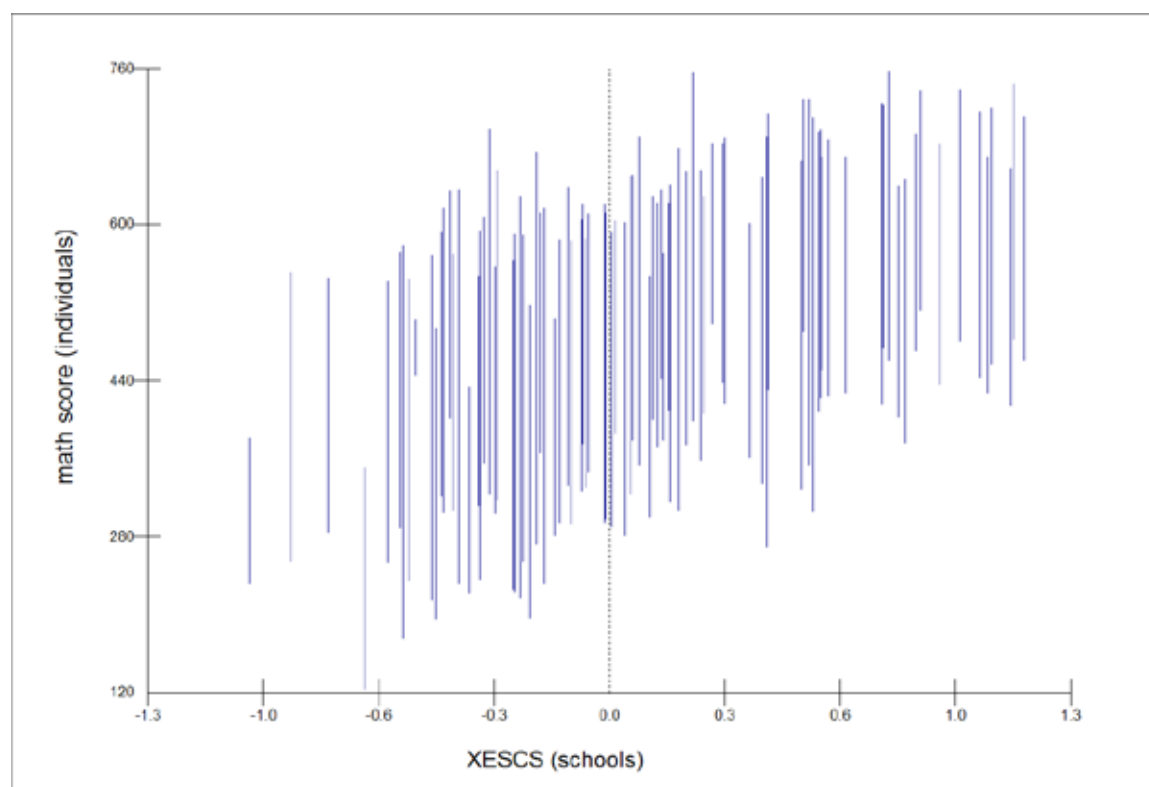
Figure 21. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté flamande et écart (entre l'élève le plus fort et le plus faible) des performances en mathématiques par école



Les écoles ayant un public favorisé ne sont pas nécessairement celles qui produisent les élèves réalisant les meilleurs scores en mathématiques. Tant du côté flamand que francophone, on recense des élèves brillants, obtenant un score de 602 points ou plus, dans différents types d'écoles, y compris des établissements ayant un profil socio-économique faible.

Les élèves talentueux peuvent donc s'épanouir dans presque n'importe quelle école. Ceci étant dit, il est également vrai que «l'élève type» subira souvent l'influence positive ou négative du profil socio-économique de l'école. Il y a donc bel et bien un effet contextuel lié au problème de la ségrégation scolaire.

Figure 22. Indice socio-économique moyen des écoles en Communauté française et écart (entre l'élève le plus fort et le plus faible) des performances en mathématiques par école



Cet effet contextuel peut théoriquement être expliqué comme étant le résultat d'un 'effet de pairs' («peer group effects»), c'est-à-dire l'influence mutuelle que des élèves exercent sur leurs camarades de classe. Cependant, cet effet est difficile à établir parce que l'effet contextuel peut également être lié aux caractéristiques logistiques et pédagogiques des écoles⁵⁹ (Dumas & Dupriez, 2004). Comme l'indique le rapport de l'OCDE (2007) sur les données PISA 2006, la littérature internationale (Baker et alii, 2002) a établi que les écoles qui comptent une plus grande proportion d'élèves issus des classes sociales supérieures sont souvent caractérisées par un moins grand nombre de problèmes disciplinaires, par de meilleurs rapports entre élèves et enseignants et par des enseignants plus motivés, qui ont moins tendance à quitter rapidement ce type d'école.

Sur la base de données de l'enquête PISA, nous avons déjà signalé qu'il est possible de démontrer que, dans la plupart des pays OCDE, les élèves inscrits dans une école ayant un statut socio-économique moyen plus élevé que le leur réalisent, en moyenne, des performances supérieures (par rapport à des élèves qui fréquentent une école dont la population d'élèves a un statut socio-économique plus faible). Comme nous l'avons vu, la Belgique est un des pays où ce phénomène est particulièrement prononcé. L'effet de fréquenter une école avec une composition particulière joue beaucoup plus sur les performances scolaires de l'élève que l'effet de sa position socio-économique individuelle.

⁵⁹ Les problèmes d'interprétation ne s'arrêtent pas là, comme le signale à juste titre le rapport de l'OCDE (2007). Avec les données PISA, on ne peut pas évaluer dans quelle mesure les performances antérieures et la motivation dans le passé ont déterminé le choix en faveur de telle ou telle école. Pour l'évaluer, il faudrait disposer d'enquêtes longitudinales qui suivent le parcours des étudiants tout au long de leur scolarité. À notre connaissance, ce genre d'études n'existe pas encore en Belgique francophone. Du côté néerlandophone, il y a le projet «Longitudinaal Onderzoek Secundair Onderwijs» de l'équipe de Jan Van Damme à la KULeuven (Van Damme et alii, 2004).

Comme nous l'avons signalé à propos de la figure 16, nous pouvons établir, à l'aide d'une décomposition de la variance dans une analyse multi-niveaux⁶⁰, quel pourcentage de la variance dans les performances des élèves est expliqué par le facteur «écoles» et quel pourcentage est expliqué par le facteur «élèves (dans les écoles)». Nous allons effectuer l'exercice pour les mathématiques⁶¹. La variance des performances en mathématiques dépend du facteur 'écoles' à 54,1 % en Communauté flamande et à 53,6 % en Communauté française. Les différences entre écoles sont donc énormes⁶²: il y a autant (voire plus) de différences entre les écoles qu'au sein même des écoles. Si nous contrôlons l'impact du statut socio-économique des élèves (selon l'indice ESCS), nous pouvons expliquer 19,2 % de cette variance au niveau des écoles mais uniquement 3,2 % de la variance au niveau des élèves en Communauté française, et 20,7 % de cette variance au niveau des écoles mais uniquement 4,6 % de la variance au niveau des élèves en Communauté flamande. Ce résultat démontre clairement que la ségrégation sociale est très forte dans les écoles belges. Certaines écoles sont surtout peuplées par des élèves de la classe sociale supérieure tandis que d'autres accueillent principalement des élèves des classes sociales défavorisées. Lorsque nous neutralisons l'impact de l'indice du statut socio-économique moyen par école, nous pouvons réduire la variance des performances entre les écoles de 73,2 % en Communauté française et de 68,8 % en Communauté flamande. Cette variable a donc un effet central.

Comme dernière démarche d'analyse, nous allons maintenant effectuer une analyse multi-niveaux des performances en mathématiques des élèves issus de l'immigration comparés aux élèves autochtones.

60 Nous avons utilisé la procédure SPSS MIXED (Peugh & Enders, 2005) avec list-wise case deletion et, dans une procédure de vérification indépendante, le logiciel MLwiN (Rasbash, Steele, Browne & Goldstein, 2008) pour effectuer les analyses.

61 Les résultats pour les sciences peuvent être consultés dans le tableau S4a dans les annexes du rapport de l'OCDE (2007).

62 Signalons que, dans les données PISA, une proportion plus importante de la variance se situe au niveau des écoles par rapport aux proportions observées dans des études belges effectuées récemment sur d'autres bases de données. Dumay & Dupriez (2007) ont, par exemple, observé 26,7 % de variance entre écoles tandis que Opdenakker & Van Damme (2006) ont observé 19 % de variance au niveau des écoles.

Tableau 37. Modèles de régression multi-niveaux (effets fixes) pour les mathématiques en Communauté française et flamande (PISA 2006)

	Communauté flamande	Communauté française
Constante	573,299 (SE 4,393)	521,220 (SE 5,349)
NIVEAU 1 (individus)		
2e génération (réf. autochtone)	-6,011 (SE 6,268) non significatif	-19,837 (SE 5,060)
Immigrés (réf. autochtone)	-30,995 (SE 6,120)	-40,151 (SE 5,751)
CESCS (indice socio-économique de l'individu, centré)	15,872 (SE 1,268)	9,771 (SE 1,685)
Autre langue parlée à la maison (réf. langue du teste parlée à la maison)	-33,197 (SE 4,532)	-16,051 (SE 5,299)
Enseignement qualifiant (réf. général)	-60,028 (SE 3,334)	-63,639 (SE 3,624)
NIVEAU 2 (écoles)		
XECSC (indice socio-économique de l'école)	67,547 (SE 6,360)	78,861 (SE 7,462)
Proportion d'immigrés	-0,712 (SE 0,263)	-0,223 (SE 0,158) non significatif
CROSS-LEVEL INTERACTIONS		
CESCS*XESCS	-10,883 (SE 2,463)	3,758 (3,302) non significatif
IMMIG*XESCS	-13,004 (SE 10,378) non significatif	-10,341 (SE 11,077) non significatif
SECOND*XESCS	-26,661 (SE 11,367)	-14,231 (SE 9,262) non significatif
Variance au niveau individuel	971,057 (SE 122,175)	776,385 (SE 134,933)
Variance au niveau des écoles	3509,427 (SE 73,552)	3991,755 (SE 112,95)

Nous incluons dans le modèle la situation migratoire, la position socio-économique de la famille, la langue parlée à la maison et l'orientation scolaire comme variables explicatives au niveau individuel. Au niveau des écoles, nous prenons en compte la moyenne de la position socio-économique des élèves et la proportion d'élèves issus de l'immigration. Nous avons également testé une série d'effets d'interaction, mais nous n'en présentons qu'un nombre limité. Les résultats sont repris au tableau 37. Signalons que l'exercice ne permet pas de faire disparaître les coefficients de régression des variables liées à la situation migratoire. Ceci signifie que la ségrégation scolaire n'explique pas tout l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration.

Comment lire le tableau ? La valeur de la constante représente le score en mathématiques d'un élève autochtone de statut socio-économique moyen qui se trouve dans l'enseignement général dans une école ayant un statut socio-économique moyen et où il n'y a aucun élève issu de l'immigration. En Communauté flamande, le score en mathématiques (573 points) diminue de 31 points si l'élève est un immigré (de première génération) plutôt qu'un élève autochtone. Si l'élève parle une autre langue que le néerlandais à la maison, son score baisse de 33 points. Quand l'élève se retrouve dans l'enseignement qualifiant plutôt que dans l'enseignement général, le score diminue de 60 points. S'il est issu d'une famille plus aisée, son score augmentera de 16 points par échelon gravi sur l'échelle sociale. Par contre, s'il est issu d'une famille plus défavorisée, son score diminuera de 16 points en fonction de sa position socio-économique par rapport à la moyenne. Quand il se trouve dans une école avec un profil socio-économique plus élevé, il gagne 67 points (par augmentation d'un point sur la variable XESCS). Pour chaque tranche de 10 % de présence d'élèves immigrés, le score diminue de 7 points. Les effets d'interaction en Flandre doivent être interprétés de la façon suivante : un élève de milieu défavorisé inscrit dans une école où la plupart des élèves sont issus des classes sociales supérieures en bénéficiera plus qu'un élève d'un milieu social favorisé. Par contre, un élève de la deuxième génération qui se trouve dans une école dont le public est plus favorisé en bénéficiera moins qu'un élève autochtone. En Communauté française, il n'y a pas d'effets d'interaction. L'impact de la fréquentation d'une école disposant d'un profil socio-économique plus élevé y est un peu plus marqué qu'en Flandre (+79 points). Par contre, la proportion d'élèves issus de l'immigration ne semble pas jouer un rôle statistiquement significatif. Se retrouver dans l'enseignement qualifiant fait baisser le score de 64 points, parler une autre langue que le français à la maison diminue le score de 16 points et chaque degré en plus sur l'échelle socio-économique donne un bonus de 10 points. Être un immigré de la première génération entraîne une perte de 40 points tandis qu'un élève de la deuxième génération perd 20 points. Les effets sont, bien entendu, additifs.

En résumé, on peut conclure que l'impact de la variable socio-économique sur les performances se manifeste surtout au niveau de l'école : la composition socio-économique de l'école (c'est-à-dire le profil socio-économique moyen des élèves) est plus importante que le profil socio-économique individuel dans la prédiction des scores en mathématiques. Autrement dit, la ségrégation sociale dans le milieu scolaire contribue à la reproduction des inégalités socio-économiques. Par ailleurs, l'analyse multi-niveaux confirme les tendances observées dans les analyses de régression présentées au chapitre 5.

9. CONCLUSIONS ET DÉBATS

Au terme de cette analyse des données PISA 2006, la conclusion dominante est à nouveau peu réconfortante pour les systèmes éducatifs de notre pays et pour certaines familles et leurs enfants: l'école continue d'être un lieu de reproduction des inégalités. Tout au long de ce document, nous avons insisté sur la dimension plurielle de ces inégalités. Il est important de rappeler les sources multiples des écarts constatés entre élèves parce que ce sujet souvent passionnel peut ouvrir la porte à des idéologies parfois douteuses quant à leur pertinence analytique. Dans l'analyse des faibles performances scolaires des jeunes issus de l'immigration, comme l'a justement fait remarquer l'OCDE dans son rapport sur le sujet (OECD, 2006), la prudence est de rigueur. En effet, certains pourraient y voir des indices d'une infériorité consubstantielle à cette population et y trouver une occasion de la rejeter de la société d'accueil ou de la marginaliser. Pour se prémunir de ces réactions négatives, d'autres cherchent à rejeter complètement toute explication des écarts des performances scolaires fondée sur l'origine ethnique et à trouver dans la position socio-économique des parents de ces jeunes l'unique explication des inégalités. Notre analyse des données fournit une explication plus complexe, qui renvoie à une multiplicité causale, même si le facteur socio-économique reste prédominant.

Nous l'avons constaté, l'origine sociale des élèves, établie sur la base du niveau d'instruction et de la profession des parents, n'explique qu'une partie des écarts observés. Comme cela a été établi depuis des décennies (Bourdieu & Passeron, 1971), l'école continue à transformer des inégalités sociales en inégalités scolaires. Cependant, le statut socio-économique, malgré le rôle très important qu'il joue, n'absorbe pas les effets des autres facteurs et ne peut, par conséquent, pas tout expliquer. Ainsi, la langue parlée à la maison constitue un autre facteur déterminant, surtout en Flandre, qui influence fortement l'écart existant entre élèves, et notamment entre les élèves autochtones et ceux issus de l'immigration. Le type d'enseignement, général ou qualifiant, intervient également dans la distribution des résultats: il est à la fois une cause et une conséquence pour les élèves qui fréquentent l'enseignement qualifiant. Néanmoins, si nous neutralisons ces trois facteurs, à savoir le statut socio-économique, la langue parlée à la maison et le type d'enseignement, les élèves issus de l'immigration se trouvent toujours dans une situation défavorable. Dès lors, une réflexion doit être ouverte sur les effets probables de facteurs liés à l'origine ethnique et nationale comme sources d'inégalités, tout en écartant les arguments non fondés, qu'ils aient trait à la biologie ('inférieurs') ou à l'incompatibilité culturelle ('trop différents pour s'intégrer'). Par exemple, il convient d'évaluer l'incidence de la décision ou de l'opportunité d'inscrire les enfants rapidement à l'école maternelle plutôt que d'attendre l'âge de l'obligation scolaire. Ce débat doit également viser les systèmes scolaires belges et leurs interactions avec les jeunes d'origine étrangère. Ces

constats nous poussent également à souligner l'importance des politiques ciblées et compensatrices, comme les projets de tutorat, de même que la nécessité d'un soutien financier et pédagogique supplémentaire pour les écoles qui accueillent une forte proportion d'élèves issus de l'immigration.

La Belgique est, il est vrai, un cas particulier puisqu'elle possède deux systèmes éducatifs (flamand et francophone) institutionnellement autonomes, bien qu'ayant conservé une structure d'enseignement relativement semblable. Nous l'avons vu, les résultats moyens en mathématiques, en sciences et en lecture sont globalement meilleurs en Flandre, mais les écarts entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration y sont également prégnants. Le classement des deux systèmes éducatifs belges au niveau international est distinct: alors que la Flandre réalise un des meilleurs résultats par rapport à tous les autres pays en ce qui concerne les autochtones, la Communauté française ne peut pas se targuer d'une aussi bonne place et se situe en queue de peloton. Toutefois, les performances des élèves de la deuxième génération sont similaires de part et d'autre de la frontière linguistique. Et les performances des élèves immigrés (de première génération) sont également semblables dans les deux Communautés lorsque l'on neutralise la présence d'élèves issus de pays limitrophes. Nos deux systèmes d'enseignement sont donc confrontés à un défi similaire: assurer un niveau de performances acceptable pour les élèves issus de l'immigration.

Notre analyse laisse aussi apparaître le rôle de l'institution scolaire comme facteur de production d'inégalités. Comme l'établissent de très nombreuses recherches internationales, les facteurs liés aux familles et aux élèves (origine sociale, origine ethnique ou nationale, etc.) n'expliquent pas à eux seuls les écarts entre les performances. Les facteurs institutionnels jouent un rôle crucial, en particulier dans un système scolaire tel que celui de la Belgique, caractérisé par le modèle de séparation et par une organisation sous forme de quasi-marché. Les enquêtes PISA mettent bien en exergue le poids du système scolaire dans la production des différentiels de performances, les systèmes unifiés obtenant de meilleurs résultats que les systèmes différenciés. La situation de la Pologne démontre, comme l'OCDE n'a pas manqué de le signaler (voir ci-dessus la note 53), qu'un changement structurel du système d'enseignement est possible et produit des résultats réjouissants, en l'occurrence une diminution de la variance des performances entre écoles et une amélioration des performances des élèves les plus faibles sans qu'il n'y ait d'effets négatifs pour les élèves les plus performants. Nous ne sommes pas forcément confrontés à un choix entre égalité des chances d'un côté et excellence de l'autre. La Finlande prouve, depuis des années, qu'il est possible de limiter les inégalités des chances liées à la position socio-économique, d'assurer la mixité sociale dans les écoles, de garantir un niveau minimal de connaissance à presque tous les étudiants, d'avoir une moyenne de performances en tête des classements internationaux et de faire exceller les étudiants les plus talentueux, et tout ceci dans le même temps. Il n'y a donc pas de raison d'être défaitiste. La réalisation d'un système éducatif réellement méritocratique et équitable n'est pas un fantasme. Les expériences de la Pologne et de la Finlande témoignent de l'effet de l'action publique. Des actions politiques agissant sur les facteurs institutionnels donnent assez rapidement des résultats tangibles. Il n'y a pas de raison de penser qu'une élite socio-économique soit la seule à pouvoir assurer la meilleure éducation pour ses enfants dans un système différencié et ségrégué. Soyons clairs: l'objectif de la démocratisation de l'enseignement nécessite un travail d'envergure dans toutes les Communautés belges et demande peut-être – et surtout – un réflexe de solidarité de la part des groupes les plus privilégiés de notre société. Par ailleurs, l'éducation est un bien commun qui suppose aussi des impératifs publics dépassant les luttes et les concurrences entre familles et entre élèves. Accroître le niveau d'éducation de tous les enfants constitue aussi une valeur ajoutée d'une nation et d'un Etat.

Ceci nous amène à un autre constat. Nous avons insisté sur le fait, déjà mis en évidence par tant de collègues, que la ségrégation scolaire est extrêmement prononcée en Belgique, tant du côté francophone que néerlandophone. Cette ségrégation scolaire est un facteur important dans la reproduction des inégalités sociales. La ségrégation socio-économique exerce un impact négatif considérable sur les performances scolaires des élèves, auquel s'ajoute l'effet négatif d'une ségrégation ethnique. Davantage de mixité sociale dans nos écoles est déjà en soi une bonne chose pour des raisons citoyennes (création de nouveaux réseaux sociaux, apprentissage du vivre ensemble, etc.), mais c'est également primordial en vue d'assurer une plus grande égalité des chances pour toutes les classes sociales, sans que cela ne porte préjudice aux élèves des classes les plus favorisées. Bien que la ségrégation scolaire soit un facteur clé dans la reproduction de la position défavorisée de beaucoup d'élèves issus de l'immigration, les écarts entre élèves autochtones et élèves immigrés ne peuvent pas être totalement expliqués par ce phénomène. D'où l'importance et la légitimité de porter une attention particulière à la situation des élèves issus de l'immigration dans nos systèmes d'éducation.

L'absence de mixité sociale n'est qu'un facteur parmi une multitude de phénomènes qui sont à l'origine des différents mécanismes qui empêchent l'école de jouer son rôle d'ascenseur social. Des efforts divers, tant au niveau des pratiques pédagogiques, des mentalités des acteurs du terrain et des parents qu'au niveau des investissements financiers et humains sont nécessaires pour améliorer la qualité de notre système d'enseignement dans sa globalité. Plusieurs écoles et enseignants démontrent aujourd'hui déjà que l'on peut surmonter les obstacles et, heureusement, de nombreux élèves en profitent, même si les circonstances dans lesquelles ces écoles et ces enseignants doivent travailler ne sont pas toujours faciles. Il n'y a donc pas de raison d'être défaitiste, sans pour autant qu'il n'y ait de raison d'être satisfait de la situation actuelle.

BIBLIOGRAPHIE

- BAKER, D., GOESLING, B. & LETENDRE, G. (2002), "Socio-economic Status, School Quality and National Economic Development: A Crossnational Analysis of the 'Heyneman-Loxley Effect' on Mathematics and Science Achievement", *Comparative Education Review* 46 (3): 291-312.
- BARON, R. & KENNY, D. (1986) "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6): 1173-1182.
- BOURDIEU, P. & PASSERON, J-C. (1970) *La reproduction. Eléments pour une théorie du système d'enseignement*. Paris: Editions de Minuit.
- COHEN, J., WEST, S., COHEN, P. & AIKEN, L. (2002) *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- DEMEYER, I. & PAULY, J. (2007) *Wetenschappelijke vaardigheden voor de toekomst. De eerste resultaten van PISA 2006*. Gent: Vakgroep Onderwijskunde, Universiteit Gent.
- DOWNEY, D. (2008) "Black/White differences in School Performance: The Oppositional Culture Explanation", *Annual Review of Sociology*, 34: 107-126.
- DRONKERS, J. & LEVELS, M. (2007) "Do School Segregation and School Resources Explain Region-of-Origin Differences in Mathematics Achievement of Immigrant Students?", *Educational Research and Evaluation*, 13 (5): 435-462.
- DUMAY, X. & DUPRIEZ, V. (2007) "Does the School Composition Effect Matter? Some Methodological and Conceptual Considerations", *Les cahiers de recherche en éducation et formation*, n°60. Louvain-La-Neuve: UCL.
- DURU-BELLAT M. & VAN ZANTEN A. (2002) *Sociologie de l'école*, Paris: Armand Collin.
- DURU-BELLAT M. (2003) "Actualité et nouveaux développements de la question de la reproduction des inégalités sociales par l'école", *Orientation scolaire et professionnelle*, 32 (4): 571-594.
- DURU-BELLAT, M., MONS, N. & SUCHAUT, B. (2004) *Inégalités sociales entre élèves et organisation des systèmes éducatifs: quelques enseignements de l'enquête PISA*. Note 04/02 de l'Institut de Recherche sur l'Education. Dijon: Iredu.
- DURU-BELLAT, M. & SUCHAUT, B. (2005) "Organization and Context, Efficiency and Equity of Educational Systems: What PISA Tells Us", *European Educational Research Journal*, 4 (3): 181-194.
- DUPRIEZ, V., DUMAY, X. & VAUSE, A. (2008) "How Do School Systems Manage Pupils' Heterogeneity?", *Comparative Education Review*, 52 (2): 245-273.
- FRAZIER, P., TIX, A. & BARRON, K. (2004) "Testing Moderator and Mediator Effects in Counseling Psychology Research", *Journal of Counseling Psychology*, 51 (1): 115-134.
- GELMAN, A. & HILL, J. (2007) *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press.
- GINSBURGH, V. & WEBER, S. (2006) "La dynamique des langues en Belgique", *Regards Economiques*, nr.42, juin 2006.

GUIISO, L., MONTE, F., SAPIENZA, P. & ZINGALES, L. (2008). "Culture, Gender, and Math." *Science*, 320 (5880): 1164-1165

HIRTT, N. (2006) *Handicap culturel, mauvaise intégration ou ségrégation sociale*. Bruxelles: Bruxelles: Appel pour une école démocratique (Aped).

HIRTT, N. (2008) *Pourquoi les performances PISA des élèves francophones et flamands sont-elles si différentes?* Bruxelles: Appel pour une école démocratique (Aped).

JACOBS, D., REA, A. & HANQUINET, L. (2007) *Performances des élèves issus de l'immigration en Belgique selon l'étude PISA. Une comparaison entre la Communauté française et la Communauté flamande*. Bruxelles: Fondation Roi Baudouin.

JACOBS, D. & REA, A. (2007) "Les jeunes Bruxellois, entre diversité et adversité. Enquête parmi les rhétoriciens des écoles de la Ville de Bruxelles", *Brussels Studies*. La revue scientifique électronique pour les recherches sur Bruxelles, N°8, 3 septembre 2007.

LAFONTAINE, D. et al. (2003) "Les compétences des jeunes de 15 ans en Communauté française en lecture, en mathématiques et en sciences. Résultats de l'enquête PISA 2000", *Cahiers de Service de Pédagogie expérimentale*, n°13-14.

LEVELS, M. & DRONKERS, J. (2008) "Educational performance of native and immigrant children from various countries of origin", *Ethnic and Racial Studies*, 31 (8): 1404-1425

LEVELS, M., DRONKERS, J. & KRAAYKAMP, G. (2008) "Immigrant Children's Educational Achievement in Western Countries: Origin, Destination, and Community Effects on Mathematical Performance", *American Sociological Review*, 73: 835-853.

LIU, O., WILSON, M. & PAEK, I. (2008) "A Multidimensional Rasch analysis of gender differences in PISA mathematics", *Journal of Applied Measurement*, 9 (1): 18-35.

MARSH, H. & KIT-TAI, H. (2003) "Big-Fish-Little-Pond Effect on Academic Self-Concept: A Cross-Cultural (26-Country) Test of the Negative Effects of Academically Selective Schools", *American Psychologist*. 58: 364-376.

MONS, N. (2007) *Les nouvelles politiques éducatives: La France fait-elle les bons choix?* Paris: Presses Universitaires de France.

OCDE (2006) *Compétences en sciences, lecture et mathématiques: le cadre d'évaluation de PISA 2006*. Paris: OCDE.

OCDE (2007) *Les compétences en sciences, un atout pour réussir. Volume 1: Analyse des résultats*. Version préliminaire abrégée. Paris: OCDE.

OECD (2005) *PISA 2003. Data analysis manual. SPSS users*. Paris: OECD.

OECD (2006) *Where immigrant students succeed – A comparative review of performance and engagement in PISA 2003*. Paris: OECD.

OECD (2007) *PISA 2006. Science Competencies for Tomorrow's World. Volume 1: Analysis*. Paris: OECD.

- OPDENAKKER, M.-C. & VAN DAMME, J. (2006) "Differences between Secondary Schools: A Study about School Context, Group Composition, School Practice, and School Effects with Special Attention to Public and Catholic Schools", *School Effectiveness and School Improvement*, 17 (1): 87-117.
- PEUGH, J. & ENDERS, C. (2005) "Using the SPSS Mixed Procedure to Fit Cross-Sectional and Longitudinal Multilevel Model", *Educational and Psychological Measurement*, 65 (5): 717-741.
- RASBASH, J., STEELE, F., BROWNE, W. & GOLDSTEIN, H. (2008) *A User's Guide to Mlwin*. Bristol: Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol.
- SPELKE, E. (2005) "Sex Differences in Intrinsic Aptitude for Mathematics and Science?" *American Psychologist*, December, 60(9): 950-958.
- TABACHNICK, B. & FIDELL, L. (2007) *Using Multivariate Statistics*. Fifth Edition. Boston: Pierson.
- VANDENBROUCKE, F. (2007) *Eerste reactie Frank Vandenbroucke op de PISA 2006-resultaten voor Vlaanderen*. Persconferentie PISA 2006, Brussel, 4 december 2007.
- VAN DAMME, J., VAN LANDEGHEM, G., DE FRAINE, B., OPDENAKKER, M.-C. & ONGHENA, P. (2004). *Maakt de school het verschil? Effectiviteit van scholen, leraren en klassen in de eerste graad van het middelbaar onderwijs*. Leuven: Acco.
- VAN LANGEN, A., BOSKER, R. & DEKKERS, H. (2006) "Exploring cross-national differences in gender gaps in education", *Educational Research and Evaluation*, 12 (2): 155-177.
- VAN ROBAEYS, B., VRANKEN, J., PERRIN, N. & MARTINIELLO, M. (2007) *De kleur van armoede. Armoede bij personen van buitenlandse herkomst*. Leuven: Acco.

Les auteurs

Dirk JACOBS (°1971) est chargé de cours à l'Université Libre de Bruxelles et professeur invité aux Facultés Universitaires Saint-Louis. Il est licencié en sociologie (Université de Gand, 1993) et docteur en sciences sociales (Université d'Utrecht, 1998). Il a travaillé dans le passé comme chargé de recherches du Fonds de la Recherche Scientifique - Flandre (FWO) à la KULeuven et comme chargé de cours à la KUBrussel et la VUB (Vesalius College). Il est membre du centre de recherche METICES de l'Institut de Sociologie à l'ULB.

Céline TENEY (°1981) est diplômée en sociologie et ethnologie (Albert-Ludwigs Universität de Freiburg, Allemagne, 2004) et en «analyse quantitative dans les sciences sociales» (KUBrussel/KULeuven, 2008). Elle écrit actuellement sa thèse de doctorat au centre de recherche METICES de l'Université Libre de Bruxelles.

Louise CALLIER (°1986) est bachelier en sociologie (ULB). Elle est actuellement étudiante en master en sociologie à l'Université d'Utrecht (Universiteit Utrecht). Dans le cadre de sa formation, elle était stagiaire pendant l'année académique 2008-2009 au centre de recherche METICES de l'Institut de Sociologie à l'ULB.

Sandrine LOTHAIRE (°1986) est bachelier en sociologie (ULB). Elle est actuellement étudiante en master en sociologie à l'Université Libre de Bruxelles. Dans le cadre de sa formation, elle était stagiaire pendant l'année académique 2008-2009 au centre de recherche METICES de l'Institut de Sociologie à l'ULB.

Andrea REA (°1959) est professeur à l'Université Libre de Bruxelles. Il est licencié en sciences sociales (ULB, 1982) et docteur en sciences sociales (ULB, 2000). Il est membre du centre de recherche METICES de l'Institut de Sociologie et président du département des sciences sociales de l'ULB.



Fondation
Roi Baudouin

Agir ensemble pour une société meilleure

www.kbs-frb.be

Vous trouverez davantage
d'informations au sujet de nos projets,
de nos manifestations et de nos
publications sur www.kbs-frb.be.

Une lettre d'information électronique
vous tient au courant.
Vous pouvez adresser vos questions à
info@kbs-frb.be ou au 070-233 728

Fondation Roi Baudouin,
rue Brederode 21, B-1000 Bruxelles
02-511 18 40
fax 02-511 52 21

Les dons à partir de 30 euros
sont déductibles fiscalement.
000-0000004-04
IBAN BE10 0000 0000 0404
BIC BPOTBEB1

La Fondation Roi Baudouin est une fondation indépendante et pluraliste au service de la société. Nous voulons contribuer de manière durable à davantage de justice, de démocratie et de respect de la diversité. Chaque année, la Fondation soutient financièrement quelque 2.000 organisations et individus qui s'engagent pour une société meilleure. Nos domaines d'action pour les années à venir sont la pauvreté & la justice sociale, la démocratie en Belgique, la démocratie dans les Balkans, le patrimoine, la philanthropie, la santé, le leadership, l'engagement local, la migration, le développement et les partenariats ou soutiens exceptionnels. La Fondation a vu le jour en 1976, à l'occasion des 25 ans de règne du roi Baudouin.

Nous travaillons en 2009 avec un budget annuel de 35 millions d'euros. À notre capital propre et à l'importante dotation de la Loterie Nationale s'ajoutent des Fonds de particuliers, d'associations et d'entreprises. La Fondation Roi Baudouin reçoit aussi des dons et des legs.

Le Conseil d'administration de la Fondation Roi Baudouin trace les grandes lignes de notre action et assure la transparence de notre gestion. Une cinquantaine de collaborateurs sont chargés de la mise en œuvre. La Fondation opère depuis Bruxelles et est active au niveau belge, européen et international. En Belgique, elle mène aussi bien des projets locaux que régionaux et fédéraux.

Pour réaliser notre objectif, nous combinons diverses méthodes de travail. Nous soutenons des projets de tiers, lançons nos propres actions, stimulons la philanthropie et constituons un forum de débats et réflexions. Les résultats sont diffusés par l'entremise de différents canaux de communication. La Fondation Roi Baudouin collabore avec des pouvoirs publics, des associations, des ONG, des centres de recherche, des entreprises et d'autres fondations. Nous avons un partenariat stratégique avec le European Policy Centre, une cellule de réflexion basée à Bruxelles.

